N° 11F0019M au catalogue — N° 371
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-03916-9

Direction des études analytiques : documents de recherche

Les régimes de pension d'employeurs empiètent-ils sur d'autres formes d'épargne pour la retraite? Données tirées des dossiers de l'impôt sur le revenu canadien

par Derek Messacar

Date de diffusion : le 21 décembre 2015

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-877-287-4369

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « Normes de service à la clientèle ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels dans les tableaux

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0[s]	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
[p]	provisoire
[r]	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
[E]	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié
*	valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2015

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada.

Une version HTML **est aussi disponible.**

This publication is also available in English.

Les régimes de pension d'employeurs empiètent-ils sur d'autres formes d'épargne pour la retraite? Données tirées des dossiers de l'impôt sur le revenu canadien

par

Derek Messacar

Division de l'analyse sociale et de la modélisation
Statistique Canada

11F0019M N° 371
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-03916-9

Décembre 2015

Direction des études analytiques
Documents de recherche

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction des études analytiques, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, l'informatique statistique et la simulation. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires et suggestions.

Les documents de la série sont distribués aux établissements de recherche et aux bibliothèques spécialisées. On peut accéder gratuitement à ces documents à partir d'Internet, à l'adresse www.statcan.gc.ca.

Tout en respectant la politique, les lignes directrices et les principes généraux du *Manuel de la politique administrative du Conseil du Trésor* relatifs à l'emploi du féminin dans les écrits gouvernementaux, dans les textes qui traitent de collectivités, l'emploi du masculin générique est utilisé pour des raisons stylistiques et d'économie d'espace.

Table des matières

Résumé **5**

Sommaire **6**

1 Introduction **7**

2 Examen des ouvrages publiés **8**

3 Aperçu du système de revenu de retraite du Canada **9**

3.1 Programme de la Sécurité de la vieillesse 9

3.2 Régime de pensions du Canada et Régime de rentes du Québec 9

3.3 Régimes de pension et d'épargne-retraite privés 11

3.3.1 Régimes de pension agréés 11

3.3.2 Régimes enregistrés d'épargne-retraite 11

4 Données et sélection de l'échantillon **13**

5 Méthodologie **14**

5.1 Variation exogène dans les cotisations à un régime de pension agréé 15

5.2 Stratégie d'identification 16

5.3 Test de validité 17

5.4 Importance de l'effet de traitement 17

6 Résultats **19**

6.1 Inspection graphique 19

6.2 Résultats de la régression 22

6.3 Vérifications de la robustesse 26

6.3.1 Effets fixes propres à la personne 26

6.3.2 Sélection de la largeur de bande 27

6.3.3 Ordre polynomial 28

6.4 Contrôle de l'épargne autre que pour la retraite 29

6.5 Réactions hétérogènes 31

7 Conclusion **35**

Bibliographie **37**

Résumé

Le présent document vise à déterminer si les régimes de pension agréés (RPA) aident les ménages à se préparer financièrement pour la retraite ou se substituent simplement à d'autres formes d'épargne privée. Cette question est abordée au moyen d'un panel de 1,8 million de ménages canadiens, qui figurent dans la Banque de données administratives longitudinales, pour la période de 1991 à 2010. L'analyse contrôle les corrélations entre l'épargne dans divers comptes qui est attribuable à des préférences non observées, en exploitant le fait que les taux de cotisation des employeurs augmentent de façon discontinue pour les gains supérieurs au salaire moyen par activité économique, une caractéristique propre aux régimes de retraite professionnels au Canada, dont l'effet est estimé dans un plan de régression coudé. Les résultats montrent que : 1) le taux de cotisation au Régime de pensions du Canada ou au Régime de rentes du Québec a des répercussions significatives sur la générosité des employeurs en ce qui a trait aux dispositions des RPA; et 2) les RPA empiètent partiellement sur les cotisations à des régimes enregistrés d'épargne-retraite, soit d'environ 50 cents par dollar. Cette dernière constatation signifie qu'une certaine forme de substitution se produit entre les deux types de régimes, mais que l'épargne ouvrant droit à une aide de l'employeur a toujours un rôle à jouer, étant donné que la moitié de la variation automatique des avoirs de retraite se traduit par une épargne totale plus grande. En outre, la réaction d'empiètement est beaucoup moins grande pour les travailleurs qui ont des antécédents moins bien établis d'épargne dans des comptes de retraite. Le parrainage par l'employeur et d'autres formes d'épargne automatique peuvent par conséquent faire une grande différence lorsqu'il s'agit d'aider les groupes plus vulnérables à épargner pour leur retraite.

Sommaire

Selon de nombreux ouvrages publiés en économie comportementale, les ménages profitent d'une aide lorsqu'il s'agit de relever le défi que présente la préparation financière en vue de la retraite. Les caractéristiques des régimes de retraite en milieu de travail, comme les options par défaut ou les facteurs d'indexation des taux d'épargne, ont tendance à faire augmenter de façon significative les cotisations à ces régimes (Madrian et Shea, 2001; Choi et coll., 2004; Thaler et Benartzi, 2004). Des données récentes laissent aussi supposer que les cotisations automatiques se traduisent par une accumulation d'actifs privés plus grande, même une fois contrôlés les réactions d'empiètement possibles sur d'autres formes d'épargne (Gelber, 2011; Chetty et coll., 2014). Ces régimes sont parfois perçus comme des façons efficaces d'augmenter l'épargne pour ceux qui ne sont pas suffisamment préparés pour la retraite, tout en permettant aux épargnants actifs de s'y soustraire s'ils le souhaitent (Thaler et Sunstein, 2008; Iwry et John, 2009).

Toutefois, l'effet des régimes de retraite en milieu de travail sur le total de l'épargne privée est toujours une question controversée au niveau empirique. La plupart des travaux à ce sujet analysent l'expansion rapide des régimes 401(K) aux États-Unis. Certaines études montrent que les régimes de retraite en milieu de travail n'ont pas d'influence sur l'accumulation d'actifs privés et ont même un effet positif sur elle (Poterba, Venti et Wise, 1994, 1995; Gelber, 2011), tandis que d'autres constatent des effets de déplacement importants (Benjamin, 2003; Engelhardt et Kumar, 2011). Ces résultats contradictoires peuvent être le fait des problèmes d'identification qui se posent dans de tels ouvrages (Bernheim, 2002) ou des diverses réactions comportementales aux types de variations que ces études exploitent de façon empirique (noté par Chetty et coll., 2014).

Le présent document vise à déterminer si un changement automatique dans les cotisations à un régime de pension agréé (RPA) entraîne une épargne totale plus élevée ou s'il a simplement pour effet de susciter une réaction d'empiètement sur les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER). Afin de contrôler la possibilité que les cotisations des personnes aux divers comptes d'épargne soient corrélées en raison de préférences non observées, l'analyse exploite une caractéristique unique des RPA : les entreprises coordonnent souvent leurs formules de cotisation avec le barème des taux de cotisation du Régime de pensions du Canada (RPC) ou du Régime de rentes du Québec (RRQ). Ainsi, de nombreux régimes (de 80 à 85 %) ont des taux de cotisation marginale plus faibles pour les niveaux de revenu dont les taux de cotisation sont plus élevés dans le RPC ou le RRQ, et vice versa. Cela se produit parce que les entreprises se rendent compte des coûts additionnels qui leur sont imposés par les régimes publics et réduisent proportionnellement leurs versements aux RPA (Frenken, 1996). Par conséquent, les épargnes des travailleurs dans les RPA changent au seuil des gains associé à un changement dans le taux de cotisation au RPC ou au RRQ, sans qu'ils aient de contrôle à cet égard. À partir de techniques de régression, on estime l'effet de cette variation du taux d'épargne sur les cotisations aux RPA, tout comme l'effet de déplacement qui en résulte sur les REER. Par conséquent, le présent document offre un nouveau point de vue du rôle que les RPA jouent pour aider les ménages à épargner pour la retraite, tout en améliorant certaines questions méthodologiques présentes dans des études antérieures.

Les résultats montrent que les cotisations aux REER diminuent d'environ 50 cents par augmentation de 1 $ dans les RPA pour les travailleurs qui : 1) ont une épargne strictement positive dans les deux comptes; et 2) ont une épargne déductible d'impôt totale strictement en dessous de leurs limites de cotisation aux REER. Tout bien considéré, une certaine substitution comportementale se produit entre les deux régimes, mais l'épargne donnant droit à une aide de l'employeur a toujours un rôle à jouer, étant donné que la moitié du changement automatique dans les avoirs de retraite se traduit par une épargne totale plus grande. En outre, la réaction a tendance à être plus faible pour les travailleurs qui ont des antécédents moins bien établis d'épargne dans des comptes de retraite. Le parrainage par l'employeur et d'autres formes d'épargne automatique peuvent par conséquent jouer un grand rôle pour aider les groupes plus vulnérables à épargner pour leur retraite.

1 Introduction

La mesure dans laquelle les régimes de retraite parrainés par l'employeur aident les ménages à se préparer financièrement pour la retraite est une question controversée, à la fois au niveau théorique et empirique. Selon le modèle économique courant, les ménages prévoyants compenseront les changements dans les régimes de retraite en milieu de travail en rajustant leurs soldes d'actifs dans d'autres comptes de retraite. Toutefois, une vaste gamme d'ouvrages publiés dans le domaine de l'économie comportementale montrent que les ménages profitent aussi d'une aide pour la tâche difficile que représente l'épargne pour la retraite, selon des motifs qui ne sont pas expliqués rationnellement. Les caractéristiques des régimes de retraite, comme les options par défaut ou les facteurs d'indexation du taux d'épargne, ont tendance à faire augmenter de façon significative les cotisations à ces régimes (Madrian et Shea, 2001; Choi et coll., 2004; Thaler et Benartzi, 2004). Des données récentes laissent aussi supposer que les cotisations automatiques se traduisent par une accumulation d'actifs privés plus grande, même une fois contrôlés les réactions d'empiètement possibles sur d'autres formes d'épargne (Gelber, 2011; Chetty et coll., 2014). Ces régimes sont par conséquent perçus comme des façons efficaces d'augmenter l'épargne pour ceux qui se préparent mal à la retraite, tout en permettant aux épargnants actifs de s'y soustraire s'ils le souhaitent (Thaler et Sunstein, 2008; Iwry et John, 2009).

Le présent document vise à déterminer si un changement automatique dans les cotisations aux régimes de pension agréés (RPA) entraîne une épargne plus élevée au total ou incite simplement les personnes à réduire leur épargne dans des régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER). On utilise la Banque de données administratives longitudinales (DAL) pour obtenir des renseignements exacts sur le comportement en matière d'épargne d'un échantillon important de Canadiens. Afin de contrôler la possibilité que les cotisations des personnes dans les divers comptes d'épargne soient corrélées en raison de préférences non observées, l'analyse exploite une caractéristique unique des RPA : les entreprises coordonnent souvent leurs formules de cotisation avec le barème des taux de cotisation du Régime de pensions du Canada (RPC) et du Régime de rentes du Québec (RRQ). C'est donc dire que de nombreux régimes (de 80 à 85 %) ont des taux de cotisation marginale plus faibles pour les niveaux de revenu dont les taux de cotisation sont plus élevés dans le RPC ou le RRQ, et vice versa. Cela se produit parce que les entreprises se rendent compte des coûts additionnels qui leur sont imposés par les régimes publics et réduisent proportionnellement leurs versements aux RPA (Frenken, 1996). Par conséquent, l'épargne des travailleurs dans les RPA change au seuil des gains associé à un changement dans le taux de cotisation au RPC ou au RRQ, sans qu'ils aient de contrôle à cet égard. À partir de techniques de régression, on estime l'effet de la variation du taux d'épargne sur les cotisations aux RPA, tout comme l'effet de déplacement qui en résulte sur les REER.

Les résultats montrent que les cotisations aux REER diminuent d'environ 50 cents par augmentation de 1 $ dans les RPA pour les travailleurs qui : 1) ont une épargne strictement positive dans les deux comptes; et 2) ont une épargne déductible d'impôt totale strictement en dessous de leurs limites de cotisation aux REER. Tout bien considéré, une certaine substitution comportementale se produit entre les deux régimes, mais l'épargne donnant droit à une aide de l'employeur a toujours un rôle à jouer, étant donné que la moitié du changement automatique dans les avoirs de retraite se traduit par une épargne totale plus grande. Un examen plus étroit montre que la réaction d'empiètement a aussi tendance à être beaucoup plus faible pour les travailleurs qui ont des antécédents moins bien établis d'épargne dans des comptes de retraite. Le parrainage par l'employeur et d'autres formes d'épargne automatique peuvent par conséquent jouer un grand rôle pour aider les groupes plus vulnérables à épargner pour leur retraite.

Le document est organisé de la façon suivante. Dans la prochaine section, on passe en revue les ouvrages publiés, afin d'expliquer ce qui motive l'étude. Puis, dans la section 3, on explique le système de revenu de retraite du Canada, afin de fournir un contexte pour interpréter les résultats.

Dans la section 4, on décrit les données et la sélection de l'échantillon et, dans la section 5, on aborde la stratégie empirique utilisée pour déterminer l'empiètement par les RPA. Dans la section 6, on présente les principaux résultats, les vérifications de la robustesse et les tests des réactions hétérogènes des différents types d'épargnants. Enfin, la conclusion figure dans la dernière section.

2 Examen des ouvrages publiés

La plupart des recherches empiriques sur les effets des régimes de retraite en milieu de travail n'ont pas permis d'atteindre un consensus. La plupart de ces travaux analysent l'expansion rapide des régimes 401(K) aux États-Unis. Poterba, Venti et Wise (1994, 1995) comparent les actifs financiers des travailleurs qui sont ou non admissibles aux régimes 401(K), selon que leurs employeurs offrent ou non de tels régimes. Les auteurs montrent que les cotisations aux régimes 401(K) n'empiètent pas sur les actifs des autres comptes. Venti et Wise (1996) arrivent à la même conclusion en comparant des travailleurs de différentes cohortes qui, quant à eux, ont été exposés pendant des durées différentes aux régimes 401(K) pendant leur carrière. Gelber (2011) tire parti d'un changement dans l'admissibilité aux régimes 401(K) qui se produit lorsqu'un employé a travaillé dans une entreprise suffisamment longtemps, et montre que ces régimes peuvent entraîner une augmentation des cotisations dans un compte de retraite individuel (CRI), mais qu'ils n'ont pas d'effet sur les autres actifs financiers.

Par contre, Engen, Gale et Scholz (1994, 1996) ont déterminé que l'admissibilité aux régimes 401(k) ne stimule pas l'épargne privée, lorsque l'on compare les tendances des actifs des adhérents aux régimes et de ceux des non-adhérents qui détiennent des CRI. Gale (1998) détermine des effets de déplacement importants des régimes 401(k) sur l'avoir net, à partir d'une définition plus large des actifs. En outre, les données sur les effets des régimes de retraite en milieu de travail dans d'autres pays sont partagées. Par exemple, Veall (2001) a déterminé que les niveaux d'épargne des Canadiens dans des régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) diminuent considérablement lorsque les travailleurs sont couverts par un régime de pension agréé (RPA), même si Milligan (2002) note que les adhérents à un RPA sont toujours plus susceptibles que les non-adhérents de cotiser à des REER. Alessie, Kapteyn et Klijn (1997) ont déterminé que les régimes de retraite professionnels entraînent une augmentation de l'épargne totale aux Pays-Bas, mais Euwals (2000) arrive à la conclusion inverse. Chetty et coll. (2014) examinent les variations dans l'épargne des travailleurs qui changent d'entreprise, ces entreprises offrant des degrés divers de générosité au chapitre des régimes de retraite au Danemark, et déterminent que les cotisations à ces régimes ont tendance à se traduire par une épargne totale plus grande pour la plupart des travailleurs.

Ces études contribuent toutes à notre compréhension de la façon dont les régimes de retraite en milieu de travail affectent les résultats au chapitre de l'épargne privée. Toutefois, plusieurs problèmes d'identification se posent dans les ouvrages publiés (Hubbard et Skinner, 1996; Bernheim, 2002). Tout d'abord, une erreur de mesure dans les avoirs de retraite déclarés à partir des données d'enquête peut faire en sorte que les chercheurs surestiment la mesure dans laquelle les régimes de retraite en milieu de travail produisent de nouvelles épargnes (Engelhardt et Kumar, 2011). En deuxième lieu, l'hétérogénéité non observée dans les préférences des personnes au chapitre de l'épargne entraînerait un biais à la hausse dans les estimations par les moindres carrés ordinaires de l'empiètement, étant donné que certaines personnes ont tendance à épargner davantage dans tous les types de comptes, y compris les régimes parrainés par un employeur. En troisième lieu, il se peut que les travailleurs choisissent les entreprises sur la base de la couverture des régimes de retraite, ce qui entraîne un biais dans les comparaisons des résultats au chapitre de l'épargne des adhérents admissibles et non admissibles (Ippolito, 1997). Il se peut aussi que les entreprises choisissent d'offrir des régimes de retraite en fonction des demandes de leurs travailleurs. Quatrièmement, les études selon lesquelles les changements dans l'épargne en milieu de travail n'entraînent pas de réactions comportementales

d'empiètement doivent tenir compte de la possibilité que les travailleurs ne soient simplement pas au courant de ces changements, les gens étant souvent très peu renseignés concernant les détails de leurs régimes de retraite professionnels (Mitchell, 1988; Luchak et Gunderson, 2000).

Les répercussions des régimes de retraite en milieu de travail sur l'accumulation de la richesse ne sont pas claires, en dépit de ces efforts exhaustifs, du fait pour une large part de l'absence de plans de recherche convenables (Bernheim, 2002). Le présent document vise à fournir un nouvel éclairage sur cette question importante, tout en se penchant sur ces questions méthodologiques.

3 Aperçu du système de revenu de retraite du Canada

La présente section fournit un bref aperçu du système de revenu de retraite du Canada, qui repose sur trois piliers : 1) le programme de la Sécurité de la vieillesse (SV); 2) le Régime de pensions du Canada (RPC) et le Régime de rentes du Québec (RRQ); et 3) les régimes de pension et d'épargne-retraite privés. Même si la présente étude est axée sur l'interaction de deux régimes d'épargne appartenant au troisième pilier, un examen de l'ensemble du système fournit un contexte approprié pour l'interprétation des résultats.

3.1 Programme de la Sécurité de la vieillesse

Le programme de la SV comprend une pension de la SV, un Supplément de revenu garanti (SRG) et des allocations. Ensemble, ces prestations constituent le régime de retraite le plus important du gouvernement du Canada. Il est financé par les revenus fiscaux généraux, ainsi que par les personnes qui y cotisent directement.

La pension de la SV est une prestation destinée à la plupart des Canadiens âgés de 65 ans et plus qui respectent les exigences de résidence et celles prévues par la loi. Le versement mensuel maximum pour ces personnes était de 522 $ en décembre 2010. Les prestations sont liées à l'inflation, afin de rendre compte des augmentations du coût de la vie, et elles sont pleinement imposables. Les prestataires de la SV à faible revenu, ont droit au SRG, une prestation supplémentaire fondée sur le revenu et non imposable. En décembre 2010, le soutien mensuel maximum fourni par l'entremise du SRG était de 658 $ pour les personnes seules et de 435 $ par personne en couple. Enfin, l'allocation est une prestation fondée sur le revenu mise à la disposition des conjoints de 60 à 64 ans des prestataires de la SV, ainsi que des veufs ou veuves. Cette prestation est égale à la pension de la SV plus le SRG, au taux de personnes mariées ou veuves, selon le cas. Le lecteur peut consulter Baker, Gruber et Milligan (2007) pour plus de renseignements.

3.2 Régime de pensions du Canada et Régime de rentes du Québec

Le RPC et le RRQ sont des régimes de retraite publics contributifs fondés sur le revenu, qui sont financés par les retenues à la source des employeurs et des employés. Même s'il existe des différences minimes entre les deux régimes, ceux-ci sont suffisamment similaires aux fins de la présente étude pour être désignés conjointement comme le RPC ou le RRQ.

La base des retenues à la source du RPC ou du RRQ correspond aux gains se situant entre une exemption de base de l'année (EBA) et un maximum des gains annuels ouvrant droit à pension (MGAP). Chaque personne au Canada entre 18 et 70 ans qui touche un salaire supérieur à l'EBA doit cotiser au RPC ou au RRQ. Le tableau 1 montre les taux de cotisation annuels, ainsi que l'EBA et le MGAP de 1991 à 2010. Par exemple, en 2010, les travailleurs rémunérés et leurs employeurs ont chacun cotisé à hauteur de 4,95 % des gains se situant entre 3 500 $ et 47 200 $. Les travailleurs autonomes doivent payer les deux parties des cotisations, jusqu'au maximum. L'EBA a été gelée à 3 500 $ pendant un certain temps, mais le MGAP est indexé en fonction du

salaire moyen par activité économique. La cotisation marginale pour la rémunération supérieure à ce montant est de zéro.

Le RPC ou le RRQ est conçu pour remplacer environ 25 % des gains moyens au cours de la vie des travailleurs, jusqu'à concurrence du salaire moyen par activité économique. Les prestations de retraite proprement dites sont calculées au moyen d'un processus qui dépend des antécédents de gains des travailleurs, de la durée des cotisations et de l'âge auquel les prestations commenceront à être touchées. L'âge normal de la retraite prévue dans le RPC ou dans le RRQ est 65 ans, mais les travailleurs peuvent commencer à toucher des prestations réduites dès l'âge de 60 ans. Le calcul des prestations intègre aussi le temps consacré à s'occuper d'enfants, le temps pendant lequel les travailleurs étaient admissibles à des prestations d'invalidité, et plusieurs autres facteurs, afin d'atténuer les répercussions des années de faible revenu sur les droits à pension. En 2010, le montant de la pension de retraite maximum mensuel du RPC ou du RRQ était de 934 $.

Tableau 1
Sommaire du barème des cotisations au Régime de pensions du Canada ou au Régime de rentes du Québec, selon l'année, 1991 à 2010

Année	Exemption de base de l'année	Maximum des gains annuels ouvrant droit à pension	Taux de cotisation	Cotisation annuelle maximale
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4
	dollars	dollars	pourcentage	dollars
1991	3 000	30 500	2,40	660
1992	3 200	32 200	2,50	725
1993	3 200	33 400	2,60	765
1994	3 400	34 400	2,70	837
1995	3 400	34 900	2,80	862
1996	3 500	35 400	2,90	925
1997	3 500	35 800	3,00	959
1998	3 500	36 900	3,20	1 059
1999	3 500	37 400	3,50	1 167
2000	3 500	37 600	3,90	1 330
2001	3 500	38 300	4,30	1 496
2002	3 500	39 100	4,70	1 673
2003	3 500	39 900	4,95	1 802
2004	3 500	40 500	4,95	1 832
2005	3 500	41 100	4,95	1 861
2006	3 500	42 100	4,95	1 911
2007	3 500	43 700	4,95	1 980
2008	3 500	44 900	4,95	2 049
2009	3 500	46 300	4,95	2 119
2010	3 500	47 200	4,95	2 163

Notes : Les employeurs et les employés cotisent au Régime de pensions du Canada ou au Régime de rentes du Québec jusqu'au maximum de la cotisation annuelle; les travailleurs autonomes doivent verser les deux parts. Voir le texte pour plus de renseignements. Les colonnes 1 à 3 rendent compte des paramètres institutionnels. La colonne 4 est calculée comme [colonne 2 - colonne 1] × colonne 3.

Sources : Agence du revenu du Canada, règlement du Régime de pensions du Canada, et règlement du Régime de rentes du Québec, Revenu Québec.

3.3 Régimes de pension et d'épargne-retraite privés

Le troisième pilier du système de revenu de retraite comprend l'épargne accumulée dans des comptes de pension et d'épargne-retraite privés, qui sont décrits tour à tour ci-après.

3.3.1 Régimes de pension agréés

Les régimes de pension agréés (RPA) sont des modalités conclues avec les employeurs pour verser des pensions aux employés retraités, sous forme de paiements périodiques. Ces modalités peuvent prendre la forme de régimes à prestations déterminées ou à cotisations déterminées. Dans le cas des RPA à cotisations déterminées, les employeurs doivent cotiser l'équivalent d'au moins 1 % du total des gains (de la rémunération) ouvrant droit à pension versés à tous les adhérents actifs au régime. Dans le cas des RPA à prestations déterminées, les employeurs doivent généralement financer 50 % du coût des prestations. Les employés qui adhèrent à des RPA à cotisations déterminées et à prestations déterminées versent habituellement aussi des cotisations (près de 75 % des adhérents à des RPA versent des cotisations, comme le montre le tableau 2). L'épargne dans les RPA est à impôt différé : les cotisations sont déductibles d'impôt, les revenus de placement ne sont pas imposés pendant qu'ils s'accumulent dans le régime, et les prestations versées sont incluses dans le revenu aux fins de l'impôt. Les cotisations à des RPA à cotisations déterminées sont limitées à 18 % des gains, jusqu'à concurrence d'un montant déterminé (*22 450* $ en 2010). Les prestations versées dans le cadre d'un RPA à prestations déterminées sont limitées à 2 % des gains par année de service, jusqu'à concurrence d'un montant déterminé en dollars (*2 454* $ en 2010).

Pour l'échantillon des déclarants fiscaux fréquents utilisé dans la présente étude, le tableau 2 montre une comparaison des caractéristiques démographiques, des gains et des caractéristiques d'épargne des adhérents et des non-adhérents à un RPA. Les adhérents à un RPA sont plus susceptibles d'être de sexe masculin, de travailler dans l'administration publique et d'être syndiqués, mais sont moins susceptibles d'avoir un revenu de travail autonome ou de toucher des prestations d'assurance-emploi (a.-e.). En outre, ils ont tendance à avoir un revenu d'emploi et un revenu total plus élevés, mais à tirer moins d'argent de placements et de gains en capital. Qui plus est, le taux d'épargne médian des adhérents à un RPA (y compris toute épargne dans un régime enregistré d'épargne-retraite [REER]) est plus élevé de *4,7* points de pourcentage que celui des non-adhérents à un RPA.

3.3.2 Régimes enregistrés d'épargne-retraite

Les REER sont des régimes individuels à cotisations déterminées, qui sont généralement créés par l'entremise d'institutions financières (à noter qu'un employeur peut établir un REER collectif pour ses employés, c'est-à-dire un regroupement de REER individuels d'employés administré par un seul émetteur de REER). L'épargne dans les REER, tout comme celle dans un RPA, fait l'objet d'un report d'impôt. Les cotisations aux REER sont limitées à 18 % du revenu gagné l'année précédente, jusqu'à concurrence d'un montant déterminé en dollars (*22 000* $ en 2010), moins un facteur d'équivalence pour les adhérents à un RPA (qui rend compte du montant estimé des cotisations de l'employeur et de l'employé au RPA pour l'année précédente), plus tous les droits de cotisation non utilisés reportés des années précédentes. Cette approche coordonne efficacement les limites des RPA et des REER, étant donné qu'elle fait en sorte que l'épargne annuelle dans un RPA des adhérents est prise en compte au moment de la détermination des limites de leurs cotisations à un REER.

Tableau 2
Statistiques sommaires selon l'adhésion à un régime de pension agréé

	Adhérents à un RPA		Non-adhérents à un RPA	
	Moyenne	Médiane	Moyenne	Médiane
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4
		années		
Caractéristiques démographiques				
Âge	[illegible]	...	[illegible]	...
		pourcentage		
Femmes	[illegible]	...	[illegible]	...
Hommes	[illegible]	...	[illegible]	...
Mariés	[illegible]	...	[illegible]	...
Emploi				
Occupé	[illegible]	...	[illegible]	...
Travailleur autonome	[illegible]	...	[illegible]	...
Administration publique	[illegible]	...	[illegible]	...
Syndiqué	[illegible]	...	[illegible]	...
Prestataire de l'assurance-emploi	[illegible]	...	[illegible]	...
		dollars constants		
Revenu conditionnel				
Revenu d'emploi brut	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
Revenu net d'un emploi autonome	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
Revenus nets de placement	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
Gains en capital nets	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
Revenu total brut	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
		pourcentage		
Situation au chapitre de l'épargne				
Adhérents à un RPA (FE)	[illegible]	...	[illegible]	...
Employés cotisant à un RPA	[illegible]	...	[illegible]	...
Cotisations à un REER	[illegible]	...	[illegible]	...
Retraits d'un REER	[illegible]	...	[illegible]	...
Droits de cotisation à un REER non utilisés	[illegible]	...	[illegible]	...
		dollars constants		
Épargne conditionnelle				
Cotisations à un RPA (FE)	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
Cotisations de l'employé à un RPA	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
Cotisations brutes à un REER	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
Retraits d'un REER	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
Droits de cotisation à un REER non utilisés	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
Épargne conditionnelle totale				
Épargne	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
		pourcentage		
Taux d'épargne	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]

... n'ayant pas lieu de figurer

Notes : [illegible]

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, [illegible].

Le tableau 3 montre que, pour les personnes qui ont des droits de cotisation non utilisés à un REER (définis comme la différence entre le total des droits de cotisation non utilisés de l'année de référence et le montant des cotisations la même année), les droits de cotisation non utilisés augmentent significativement avec l'âge. Même si la proportion d'épargnants ayant des droits de cotisation non utilisés diminue légèrement, peut-être parce que les taux d'épargne ont tendance à augmenter pendant le cycle de vie, il demeure que la majorité des contribuables (au moins 80 %) ont des droits de cotisation non utilisés à un REER, peu importe leur âge.

Tableau 3
Épargne privée et droits de cotisation non utilisés à un régime enregistré d'épargne-retraite, selon l'âge

	Pourcentage > 0	Moyenne
	Colonne 1	Colonne 2
	pourcentage	dollars constants
Régime de pension agréé		
25 à 34 ans	[illegible]	[illegible]
35 à 44 ans	[illegible]	[illegible]
45 à 54 ans	[illegible]	[illegible]
55 ans et plus	[illegible]	[illegible]
Régime enregistré d'épargne-retraite net		
25 à 34 ans	[illegible]	[illegible]
35 à 44 ans	[illegible]	[illegible]
45 à 54 ans	[illegible]	[illegible]
55 ans et plus	[illegible]	[illegible]
Droits de cotisation non utilisés à un régime enregistré d'épargne-retraite		
25 à 34 ans	[illegible]	[illegible]
35 à 44 ans	[illegible]	[illegible]
45 à 54 ans	[illegible]	[illegible]
55 ans et plus	[illegible]	[illegible]

Notes : La colonne 1 montre le pourcentage de personnes de l'échantillon [illegible]. La colonne 2 montre le montant moyen [illegible]. [illegible]
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, [illegible].

4 Données et sélection de l'échantillon

La Banque de données administratives longitudinales (DAL) sert à mener cette étude de recherche. La DAL est un fichier de données de panel comprenant un échantillon de 20 % du Fichier sur la famille T1 annuel et de la Base de données longitudinales sur les immigrants. En outre, l'échantillon est augmenté chaque année, afin d'assurer une représentation transversale exacte. Le fichier comprend de nombreuses variables concernant les caractéristiques démographiques, les revenus, les impôts, les cotisations, les retraites, les transferts et l'épargne des personnes représentées et de leurs familles de recensement.

On impose les restrictions suivantes à l'échantillon. Tout d'abord, l'échantillon se limite aux années allant de 1991 à 2010, c'est-à-dire la période allant de la première année où des données sur la protection offerte par des régimes de retraite en milieu de travail sont devenues disponibles, jusqu'à la dernière année de disponibilité de ces données. En deuxième lieu, l'analyse s'applique aux personnes nées au cours de la période de 1942 à 1989, qui étaient âgées de 25 à 51 ans en

1991 (de 44 à 68 ans en 2010). La limite supérieure de 68 ans a été choisie parce que les personnes devaient commencer à toucher des prestations de leur régime de pension agréé (RPA) lorsqu'elles atteignaient 69 ans, au cours de la période de 1997 à 2006 (l'âge est passé à 71 ans en 2007). En troisième lieu, seules les personnes de la cohorte sélectionnée dont on a observé qu'elles avaient produit des déclarations de revenu au moins 18 des 20 années sont incluses. Au total, 73,6 % de la cohorte sélectionnée est observée au moins 90 % du temps. Ces restrictions donnent lieu à un échantillon d'environ 34 millions d'observations concernant 1,8 million de déclarants fiscaux. Dans l'analyse, des rajustements sont apportés pour tenir compte des valeurs aberrantes, et les personnes sont incluses uniquement pendant les années pour lesquelles on n'a pas observé qu'elles avaient touché un revenu de pension public ou privé, afin de mettre l'accent sur les décisions en matière d'épargne avant la retraite.

La DAL comporte une limite, à savoir qu'elle ne comprend pas de renseignements directs sur la couverture des personnes par un RPA ou les niveaux de cotisation à un tel régime. La variable du facteur d'équivalence (FE) est utilisée comme une approximation des cotisations à un RPA. Le FE rend compte de la valeur des prestations de retraite accumulées chaque année dans le cadre des régimes de pension et des régimes de participation différée aux bénéfices (RPDB) en milieu de travail. Le FE a été créé en 1991 (et figure aussi dans la DAL depuis ce temps), afin de s'assurer que les adhérents et les non-adhérents à un RPA bénéficient d'un traitement fiscal équivalent pour l'épargne-retraite donnant droit à une aide fiscale. De façon plus particulière, le FE de l'année courante sert à réduire proportionnellement les droits de cotisation à un REER l'année suivante.

L'inclusion des RPDB dans le FE donne probablement lieu à une légère surestimation de la protection par un RPA; par exemple, les adhérents à un RPDB représentaient 7 % des adhérents à un RPA en 1993 (Ostrovsky et Schellenberg, 2009). Même si la DAL comprend aussi des données distinctes sur les cotisations des employés à des RPA depuis 1986, elle ne recueille pas de données sur les régimes de cotisations d'employeurs seulement. Morissette et Ostrovsky (2006) démontrent que, en 1991, l'utilisation de la variable des cotisations de l'employé à un RPA comme un indicateur de la couverture donnerait lieu à une sous-estimation de la couverture de l'ordre de 17 points de pourcentage pour les hommes mariés âgés de 35 à 54 ans, et de 11 points de pourcentage pour les femmes mariées âgées de 35 à 54 ans. Par conséquent, la convention relative à l'utilisation du FE comme approximation de la protection par un RPA est suivie. Pour la présente analyse, la variation exogène du FE exploitée par la méthode empirique (décrite dans la sous-section 5.1 ci-après) s'exerce entièrement dans le cadre des cotisations à un RPA, et l'inclusion des RPDB dans le FE ne devrait pas biaiser l'estimateur de quelque façon.

5 Méthodologie

La présente section commence par une description de la source de la variation exogène des cotisations à un régime de pension agréé (RPA), ainsi que de la stratégie d'identification utilisée dans l'étude. En deuxième lieu, les hypothèses sous-jacentes de la méthode empirique sont abordées, et certaines données probantes à l'appui de ces hypothèses sont fournies. Enfin, on se penche sur deux limites de la stratégie d'identification.

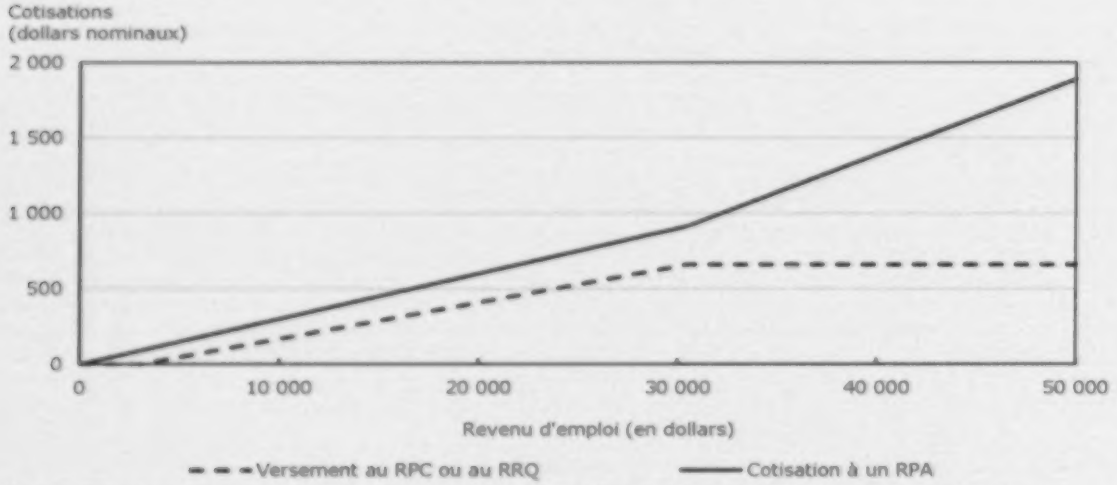
5.1 Variation exogène dans les cotisations à un régime de pension agréé

L'analyse exploite une variation de l'épargne dans un RPA qui découle du fait que la plupart des employeurs coordonnent leurs formules de cotisation avec le barème de cotisations du Régime de pensions du Canada et du Régime de rentes du Québec (RRQ). Le RPC et le RRQ, qui ont vu le jour en 1966, sont partiellement financés grâce aux retenues à la source des employeurs et, par conséquent, imposent des coûts de pension additionnels aux employeurs qui ont déjà des régimes en milieu de travail. Cette réforme a incité de nombreux employeurs à modifier leurs régimes, afin de tenir compte de ces autres coûts et du fait que les régimes de pension publics font parfois double emploi avec les régimes parrainés par un employeur (Frenken, 1996). La caractéristique de coordination s'est maintenue au cours des 50 dernières années (Statistique Canada, 2003, p. 65); en 1994, par exemple, 80 % des adhérents à un RPA avaient des cotisations ou des prestations coordonnées (Statistique Canada, 1996, p. 64).

La méthode de coordination la plus courante est la réduction indirecte, qui repose sur deux taux de cotisation et de prestation, généralement pour les gains inférieurs ou supérieurs au seuil du maximum des gains annuels ouvrant droit à pension (MGAP). « Par exemple, la pension par année de service peut être de 1,3 % des gains jusqu'au MGAP et de 2,0 % des gains supérieurs au MGAP, les adhérents pouvant verser une cotisation de 4,8 % de leurs gains jusqu'au MGAP et de 7,5 % des gains supérieurs au MGAP » (Statistique Canada, 2003, p. 65). La part de l'employé des cotisations au RPA peut aussi être coordonnée, que ce soit de façon obligatoire, ou parce que les entreprises autorisent des taux d'épargne marginale plus élevés pour les gains supérieurs au seuil (voir Frenken [1996, p. 67] et Statistique Canada [2003, p. 65] pour des exemples). Dans le cas des régimes à prestations déterminées, le même principe s'applique : les RPA coordonnés offrent des taux plus faibles d'accumulation des prestations sur les gains jusqu'au maximum prévu par le RPC ou le RRQ que sur les gains supérieurs à ce niveau (Baldwin, 2007, p. 7). Une méthode moins courante de coordination est la méthode de la réduction directe, dans laquelle les cotisations et les prestations sont réduites en fonction de la totalité ou d'une partie des cotisations au RPC ou au RRQ ou des prestations.

La coordination donne lieu à un barème de cotisation à un RPA en fonction des gains qui remonte au seuil associé au MGAP. Pour illustrer ce point, le graphique 1 trace le barème des taux de cotisation au RPC ou au RRQ pour un revenu d'emploi inférieur à 50 000 $, à partir des paramètres de 1991, conformément au tableau 1. Le taux de cotisation marginale est de 2,4 % sur les gains se situant entre l'exemption de base de l'année (EBA) (3 000 $ en 1991) et le maximum des gains annuels ouvrant droit à pension (MGAP) (30 500 $ en 1991), mais tombe à zéro pour les gains plus élevés. Le graphique trace aussi un barème des taux de cotisation hypothétiques à un RPA, dans lequel le taux d'épargne est de 3 % sur les gains inférieurs au MGAP et de 5 % par la suite. Par conséquent, les cotisations combinées aux deux régimes de pension demeurent relativement constantes. Toutefois, un changement dans la cotisation au RPC ou au RRQ ne signifie pas un changement dans les actifs de retraite, étant donné que les prestations du RPC ou du RRQ représentent une fonction complexe des gains au cours de la vie et sont indépendantes des montants réels versés dans le régime pendant les années actives. Par contre, la hausse des cotisations à un RPA a des répercussions directes sur les actifs de retraite. Par conception, ce changement n'est pas corrélé aux préférences des personnes en matière d'épargne, parce qu'il découle de décisions des employeurs de coordonner ou non le régime. Ces résultats permettent de conclure que la plupart des adhérents à un RPA échantillonnés sont traités de cette façon, compte tenu du fait que la grande majorité des régimes sont coordonnés.

Graphique 1
Barème de cotisations hypothétiques au RPC ou au RRQ et à un RPA pour 1991



Note : Le barème de cotisations au Régime de pensions du Canada (RPC) ou au Régime de rentes du Québec (RRQ) est tracé à partir des paramètres fiscaux pertinents pour l'année 1991. RPA : régime de pension agréé.

Sources : Statistique Canada, calculs de l'auteur à partir des données de l'Agence du revenu du Canada (règlement relatif au Régime de pensions du Canada) et de Revenu Québec (règlement relatif au Régime de rentes du Québec).

5.2 Stratégie d'identification

Le plan de régression coudé sert à estimer les variations dans les cotisations à un RPA et à un régime enregistré d'épargne-retraite (REER) au niveau de gains coïncidant avec le seuil du MGAP. Formellement, les équations d'estimation statistique sont :

$$RPA_{it-1} = \pi + f(Y_{it-1}) + \gamma Y_{it-1} D_{it-1} + X_{it}'k + v_{it} \quad (1)$$

$$REER_{it} = \mu + g(Y_{it-1}) + \delta Y_{it-1} D_{it-1} + X_{it}'\xi + \omega_{it} \quad (2)$$

conditionnelles sur $Y_{it-1} \in [-B, B]$. Ici, Y_{it} correspond au revenu d'emploi i de la personne relatif au salaire moyen par activé économique dans l'année t. $f(\cdot)$ et $g(\cdot)$ sont des fonctions polynomiales, X_{it} est un vecteur des covariables propres à la personne observées dans les données, et $D_{it} = 1(Y_{it} \geq MGAP_t)$ sert à indiquer si le revenu dépasse le MGAP l'année t. On utilise les gains et les cotisations à un RPA produites avec une année de retard, étant donné que le facteur d'équivalence (FE) de l'année courante détermine les droits de cotisation à un REER l'année suivante. Le paramètre B correspond à la largeur de bande utilisée pour estimer l'effet du traitement moyen au niveau local. L'analyse se limite aux personnes qui ont des économies strictement positives dans un RPA ou dans un REER dans le modèle de base.

L'équation (1) rend compte de l'effet de « premier degré » de la coordination sur les cotisations à un RPA. Le paramètre d'intérêt γ rend compte de la variation de la pente des cotisations à un RPA en fonction des gains. Intuitivement, le plan de régression estime l'effet de la coordination sur les cotisations à un RPA au moyen d'une stratégie transversale pour un groupe de travailleurs dont le revenu d'emploi se situe autour du seuil. La stratégie repose sur le principe que les personnes d'un côté du coude représentent un groupe de contrôle approprié pour les personnes de l'autre côté, à tout le moins à l'intérieur d'une distance raisonnable (largeur de bande). Étant

donné que la plupart des RPA ont des taux d'épargne supérieurs au seuil, comme il est indiqué précédemment, on s'attend à ce que $\hat{\gamma} > 0$. De même, l'équation 2 rend compte de la réaction « de deuxième degré » au chapitre de l'épargne dans un REER à la variation des cotisations à un RPA, l'empiètement prédisant $\hat{\delta} < 0$.

L'effet global des cotisations à un RPA sur l'épargne dans un REER est donné par le ratio $\hat{\delta} / \hat{\gamma}$. Les deux équations sont estimées simultanément à partir d'un cadre de régression apparemment non lié, et les erreurs types sont obtenues pour le paramètre de l'empiètement au moyen de la méthode delta. Les erreurs types sont regroupées au niveau de la personne, afin de tenir compte des corrélations propres à l'unité des éléments résiduels, conformément aux recommandations de Lee et Lemieux (2010).

5.3 Test de validité

Étant donné que la coordination se décide au niveau de l'entreprise, les changements dans les cotisations à un RPA autour du seuil du MGAP représentent une source exogène plausible de variation permettant de déterminer les effets de déplacement en résultant sur les cotisations à un REER. Cela repose toutefois sur le principe que le revenu d'emploi autour du seuil est aussi bon que celui attribué de façon aléatoire. La méthode est invalide si les travailleurs ont une forme de contrôle sur leur niveau de revenu par rapport au coude, les estimations du traitement rendant compte d'une moyenne pondérée de l'effet de la coordination et d'une réaction de tri.

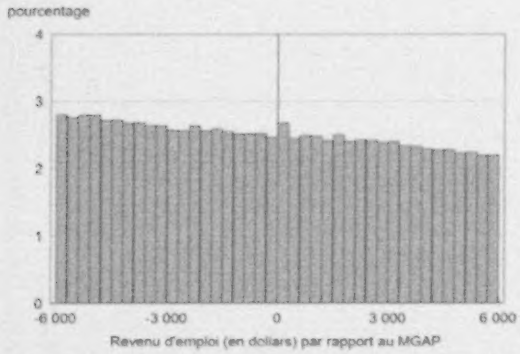
La figure 1 vérifie le tri qui s'exerce autour du seuil en traçant la distribution des revenus d'emploi l'année de référence par rapport au MGAP la même année; le test de discontinuité de McCrary sert à déterminer si un tri observé est statistiquement significatif. Le graphique de l'échantillon complet de la figure 1 montre qu'une réaction de tri est détectée, ce qui laisse supposer que les travailleurs ou les employeurs peuvent réagir directement à la cotisation au RPC ou au RRQ en fixant les niveaux d'emploi. Toutefois, les trois graphiques qui restent dans la figure 1 montrent que la majeure partie de la réaction de tri est le fait de travailleurs qui ne sont pas couverts par des régimes de retraite professionnels et qui n'appartiennent pas à un syndicat (il convient de se rappeler que la majorité des adhérents à un RPA sont aussi syndiqués). Les salaires et traitements des travailleurs syndiqués sont souvent déterminés au niveau du groupe, ce qui rend le tri plus difficile au niveau individuel. La difficulté du tri au niveau individuel est particulièrement vraie, compte tenu du fait que, comme le montre le tableau 1, le seuil du MGAP a changé chaque année par suite de son couplage avec le salaire moyen par activité économique. Dans l'ensemble, il n'y a pas de preuve de tri pour les adhérents à un RPA qui remettrait en question la validité de l'utilisation de la stratégie du plan de régression.

5.4 Importance de l'effet de traitement

Le FE contribue à éliminer les préoccupations selon lesquelles les changements dans l'épargne dans un RPA peuvent se traduire par une épargne totale plus élevée, simplement parce que les travailleurs ne sont pas conscients des changements. Le FE est communiqué de façon transparente aux détenteurs de comptes REER par l'Agence du revenu du Canada dans leur état du maximum déductible au titre des REER, et il est utilisé directement pour le calcul des droits de cotisation non utilisés de la personne pour l'année suivante. Ainsi, les travailleurs n'ont pas à avoir une compréhension approfondie de la façon dont leurs prestations de retraite sont déterminées pour savoir approximativement combien ils ont économisé dans leurs régimes pour une année donnée. Cela contribue à faire en sorte que les travailleurs disposent de suffisamment d'information au sujet de leur épargne dans un RPA lorsqu'ils cotisent à un REER et prennent des décisions de retrait pour se comporter comme si le changement dans leur épargne dans un RPA causé par la coordination était important, même s'ils ne sont pas directement conscients des caractéristiques de ce régime.

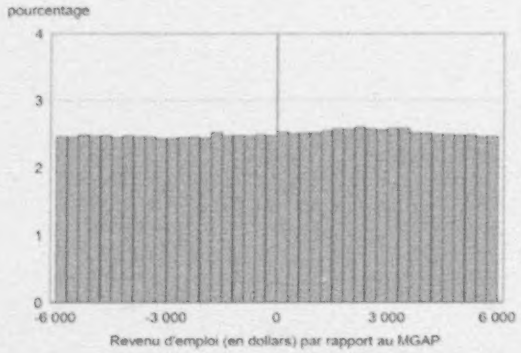
Figure 1
Répartition du revenu d'emploi par rapport au seuil du MGAP, selon le type de travailleur

Échantillon complet



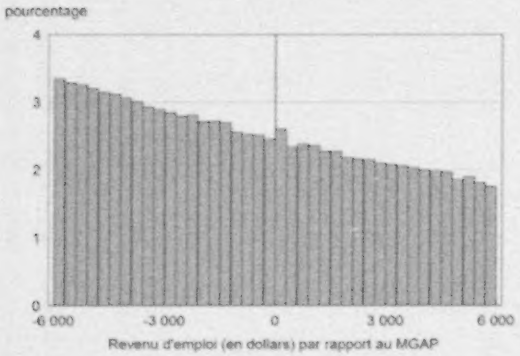
Estimation de discontinuité de McCrary = 0,049**
Erreur type = 0,010

Adhérents à un RPA



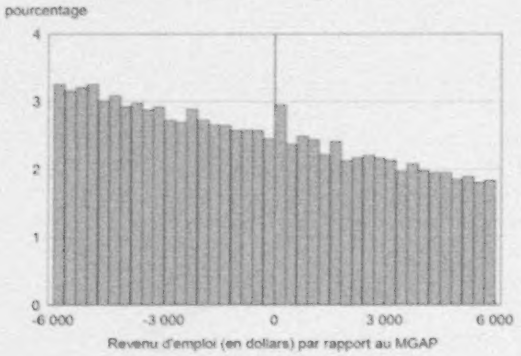
Estimation de discontinuité de McCrary = 0,015
Erreur type = 0,014

Non-adhérents à un RPA syndiqués



Estimation de discontinuité de McCrary = 0,023
Erreur type = 0,036

Non-adhérents à un RPA non syndiqués



Estimation de discontinuité de McCrary = 0,116**
Erreur type = 0,018

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

Notes : Le revenu d'emploi est exprimé par rapport au seuil du maximum des gains annuels ouvrant droit à pension (MGAP) pour l'année de référence. Le test de discontinuité de McCrary estime la mesure dans laquelle une réaction massive au seuil de gains nuls est statistiquement significative à partir de la largeur de bande de densité optimale de noyau. Les estimations des histogrammes pour les adhérents à un régime de pension agréé (RPA) et pour les non-adhérents à un RPA syndiqués ne sont pas significatives aux niveaux conventionnels.
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1991 à 2010.

En outre, même si la Banque de données administratives longitudinales ne permet pas de déterminer si les personnes adhèrent à un régime à prestations déterminées ou à cotisations déterminées, le FE contribue à faire en sorte que les adhérents à tous les types de régimes soient touchés de façon similaire par la coordination. Dans le cas des RPA à cotisations déterminées, le FE représente simplement la somme des cotisations de l'employeur et de l'employé aux régimes au cours de l'année de référence. Dans le cas des régimes à prestations déterminées, le FE transpose les prestations de retraite cumulées annuellement en équivalents monétaires. C'est donc dire qu'il s'agit d'une estimation de la cotisation requise pour financer l'accumulation annuelle des prestations, à partir d'un facteur de coût d'un régime salaire moyen de carrière, qui

est fondé sur un ensemble d'hypothèses économiques à long terme et sur plusieurs hypothèses actuarielles.

6 Résultats

La présente section commence par une inspection graphique de la façon dont le comportement d'épargne de retraite en milieu de travail et hors milieu de travail réagit autour du seuil des gains du Régime de pensions du Canada (RPC) ou du Régime de rentes du Québec (RRQ). Puis, des résultats de régression détaillés, des vérifications de la robustesse et des prolongements sont présentés. La dernière sous-section examine les réactions hétérogènes pour différents types d'épargnants.

L'analyse est conditionnelle aux travailleurs ayant une épargne strictement positive, à la fois dans des régimes de pension agréés (RPA) et dans des régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER), l'année de référence, à moins d'indication contraire, afin de mettre l'accent sur les personnes pour lesquelles une substitution est possible. Il est important de noter que seulement 50 % environ des adhérents à un RPA cotisent aussi à un REER une année donnée. Ces travailleurs ont tendance à avoir des gains d'emploi moyens plus élevés (51 350 $ comparativement à 40 650 $) et un revenu total plus élevé (53 650 $ comparativement à 42 450 $), sont moins susceptibles d'être syndiqués (63,5 % comparativement à 71,8 %) ou de toucher des prestations d'assurance-emploi (8,3 % comparativement à 15,2 %), et sont légèrement moins susceptibles de verser des cotisations d'employé à un RPA (71,1 % comparativement à 78,7 %) que les adhérents à un RPA chez qui on n'a pas observé de cotisations à un REER.

6.1 Inspection graphique

La figure 2 montre les effets de premier et de deuxième degrés de la coordination sur les résultats au chapitre de l'épargne privée. De façon plus particulière, les tracés montrent les cotisations moyennes à des RPA et des REER comme fonctions du revenu d'emploi, par rapport au seuil de cotisation fixé par le RPC ou le RRQ. Par exemple, le seuil de gains nuls coïncide exactement avec le revenu égal au maximum des gains annuels ouvrant droit à pension (MGAP) de l'année de référence. Le revenu relatif est regroupé en tranches de 400 $ sur un intervalle de 12 000 $ aux fins de la production des graphiques; chaque point correspond au niveau de cotisation moyen à l'intérieur de cette tranche de revenus. Dans l'ensemble, les cotisations des employeurs à un RPA sont définies comme la différence entre le facteur d'équivalence (FE) et la part des cotisations de l'employé (consignée séparément dans la Banque de données administratives longitudinales (DAL)).

Les résultats de premier degré montrent que les cotisations des employeurs à un RPA augmentent au-delà du seuil des gains ouvrant droit à pension, ce qui va dans le sens de la coordination. On ne sait pas clairement, a priori, si les cotisations de l'employé appartiennent aussi au premier degré, pour rendre compte d'un effet de la coordination, ou au deuxième degré, pour rendre compte d'une réaction au chapitre de l'épargne personnelle à la variation des cotisations de l'employeur. Si les cotisations de l'employé sont obligatoirement coordonnées, comme cela est parfois le cas, selon Frenken (1996), cette variable appartient au premier degré. Toutefois, les employés ont aussi une certaine forme de contrôle sur leurs cotisations à un RPA, outre les taux établis dans leurs contrats de régimes. Toutefois, même si certains régimes permettent aux employés de verser des cotisations volontaires additionnelles au-delà des montants habituels, il n'y a habituellement pas d'équivalent dans le cas des réductions. Cette situation pose un problème parce que, selon la prédiction de deuxième degré, l'épargne personnelle devrait se situer en dessous du seuil des gains, ce qui laisse supposer que les cotisations de l'employé devraient être ajoutées au premier degré. Il appert que le choix de l'endroit où mettre cette variable ne fait pas de différence; comme le montre la figure 2, les

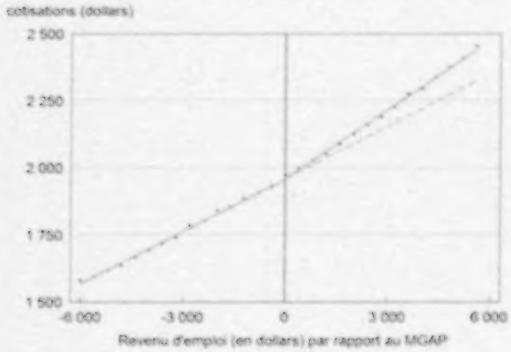
cotisations de l'employé ne changent pas beaucoup au seuil du RPC ou du RRQ. On ne sait pas clairement si cela signifie qu'il n'y a pas de réactions comportementales ou simplement que les contrats de régimes ne facilitent pas un rajustement selon cette marge, étant donné que la fraction des RPA qui permet aux adhérents de verser des cotisations additionnelles n'est pas connue.

Le résultat de deuxième degré, dans le graphique pour les cotisations à un REER des adhérents à un RPA, montre qu'il y a aussi un rajustement important des REER en réaction au changement exogène dans l'épargne en milieu de travail. Ce résultat laisse supposer un degré raisonnable de substitution entre les deux régimes, à environ 50 cents par dollar.

Même si la stratégie empirique repose sur le principe que la fonction de coordination des régimes de retraite en milieu de travail a des répercussions exogènes sur les cotisations à un RPA, ce qui a aussi des répercussions sur l'épargne dans des REER, il est important de noter qu'il peut aussi y avoir un effet direct sur l'épargne privée, qui n'est pas contrôlé dans ce contexte. Le fait que le RPC ou le RRQ fournisse uniquement un remplacement de revenu approprié à la retraite jusqu'au MGAP peut inciter les épargnants à amasser une épargne privée plus importante en ce qui a trait aux gains supérieurs à ce seuil.

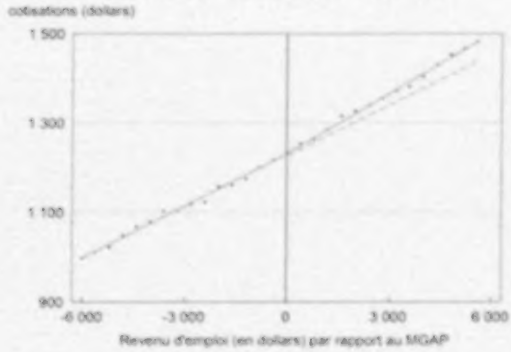
Figure 2
Inspection graphique des réactions au chapitre de l'épargne privée pour les cotisants se situant à la limite et ne se situant pas à la limite

Cotisations de l'employeur à un RPA



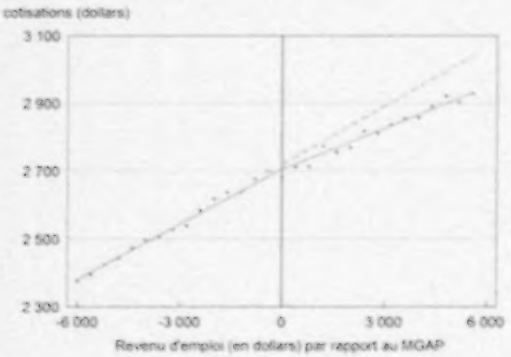
Estimation coudée = 0,023**
Erreur type = 0,001

Cotisations de l'employé à un RPA



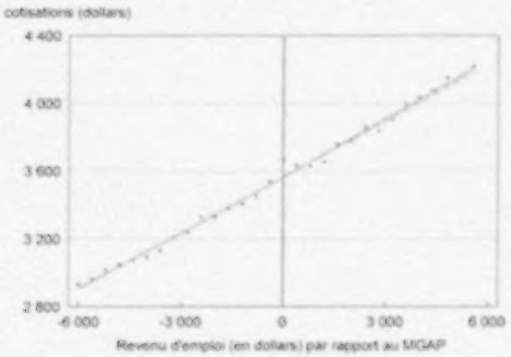
Estimation coudée = 0,005**
Erreur type = 0,001

Cotisations à un REER pour les adhérents à un RPA



Estimation coudée = -0,011**
Erreur type = 0,003

Cotisations à un REER pour les non-adhérents à un RPA



Estimation coudée = 0,003
Erreur type = 0,007

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

Notes : Chaque graphique montre les cotisations à des régimes de pension agréés (RPA) ou des régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) en fonction des gains d'emploi par rapport au seuil du maximum des gains annuels ouvrant droit à pension (MGAP). Les points de donnée correspondent aux cotisations moyennes en tranches de 400 $. Les lignes pointillées représentent la fonction d'épargne contrefactuelle. Le test placebo s'applique aux non-adhérents à un RPA qui sont syndiqués. Les résultats sont pour les années 1991 à 2010 inclusivement. À des fins d'illustration, les estimations de régression des réactions au seuil sont indiquées en dessous des tracés. L'estimation dans le graphique pour les cotisations à un REER des non-adhérents à un RPA n'est pas significative aux niveaux conventionnels.
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1991 à 2010.

Les estimations de δ, à partir de l'équation (2), rendraient simultanément compte d'un effet de coordination et d'une réaction directe au régime de retraite public, ce qui fait que $\hat{\delta}$ comporterait un biais à la hausse. Les travailleurs peuvent aussi réagir directement au RPC ou au RRQ s'ils considèrent par inadvertance les versements dans le régime comme une épargne directe. Pour résoudre ces préoccupations, on procède à un test placebo de la mesure dans laquelle les cotisations aux REER réagissent au seuil pour les travailleurs qui sont syndiqués, mais qui n'adhèrent pas à des régimes de retraite d'employeur, conformément au graphique des cotisations à un REER des non-adhérents à un RPA. Ces travailleurs ne sont pas affectés par la

coordination, ce qui fait que les changements dans l'épargne dans des REER autour du seuil du MGAP peuvent uniquement donner lieu à des changements dans les cotisations ou les prestations du RPC ou du RRQ.

La fonction d'épargne dans un REER de ces travailleurs ne semble pas réagir du tout à la limite des gains ouvrant droit à pension. Ce résultat laisse supposer que la réaction d'empiètement sur les REER des adhérents à un RPA est entièrement attribuable à l'effet de l'intérêt. La non-observation d'une réaction directe peut découler du fait que les prestations du RPC ou du RRQ à la retraite sont déterminées à partir d'une formule complexe qui est fondée sur les antécédents de gains à vie des personnes et sur une gamme variée d'autres caractéristiques personnelles. Une année donnée, les écarts marginaux dans les gains autour du MGAP ne devraient pas influencer les prestations du RPC ou du RRQ de façon suffisamment significative pour entraîner des réactions comportementales dans l'épargne privée.

6.2 Résultats de la régression

Le tableau 4 montre les résultats de la régression qui correspondent à l'analyse graphique de la sous-section précédente. Les covariables supplémentaires de la DAL qui sont incluses dans ces régressions sont les suivantes : sexe, état matrimonial, indicateur d'âge, d'année, de province de résidence, de versement de prestations d'assurance-emploi, de syndicalisation et de travail autonome, ainsi que renseignements sur les allocations d'invalidité et les dépenses médicales. Le contrôle linéaire de ces covariables supprime l'influence des autres facteurs qui ont des répercussions sur le comportement en matière d'épargne à partir de l'effet de traitement estimé. À noter que l'analyse comprend uniquement les personnes qui ont touché un revenu d'emploi inférieur ou supérieur de 6 000 $ au seuil du MGAP pour l'année de référence, afin de rendre compte du fait que le plan de régression estime un effet de traitement moyen local se situant autour du coude. Les effets de la variation de cette largeur de bande font l'objet d'un test de robustesse, ci-après.

Tableau 4
Résultats du plan de régression primaire coudé pour les cotisants se situant à la limite et ceux ne se situant pas à la limite

	Gains		Coude	
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4
	coefficient	erreur type	coefficient	erreur type
Cotisations à un RPA				
Employeur	0,089 **	0,001	0,023 **	0,001
Employé	0,042 **	0,001	0,005 **	0,001
Total	0,111 **	0,001	0,027 **	0,002
Cotisations à un REER				
Employé	0,056 **	0,002	-0,011 **	0,003
Empiètement	...	...	0,400 **	0,105

... n'ayant pas lieu de figurer

** valeur significativement différente de la catégorie de référence (p<0,01)

Notes : Les valeurs des gains correspondent aux estimations de pente avant le coude des variables respectives, et les valeurs « coudées » représentent les changements estimés dans la pente au seuil du maximum des gains annuels ouvrant droit à pension. L'estimation de l'empiètement est la réaction coudée dans les cotisations à un régime enregistré d'épargne-retraite (REER) divisée par la réaction coudée (valeur absolue) dans les cotisations totales à un régime de pension agréé (RPA) (les valeurs réelles peuvent différer en raison de l'arrondissement). Ces deux régressions sont exécutées ensemble dans un cadre de régression apparemment non lié, et l'erreur type pour l'effet négatif est calculée au moyen de la méthode delta. Toutes les erreurs types sont regroupées au niveau individuel. La largeur de bande est fixée à 6 000 $. La taille de l'échantillon est de 1 354 105 observations concernant 363 791 personnes.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1991 à 2010.

Les résultats montrent d'abord que le taux d'épargne marginal dans des RPA augmente de 2,7 points de pourcentage au-delà du seuil de gains, passant de 11,1 % à 13,8 %. Ce résultat se

traduit par une augmentation moyenne significative de 24,3 %. L'ampleur de la réaction est conforme aux attentes découlant des descriptions anecdotiques de la coordination. À des fins de comparaison, la cotisation d'employeur moyenne au RPC ou au RRQ a été de 3,2 % des gains au cours de la période de 1991 à 2010. Étant donné qu'environ 85 % des RPA utilisent la fonction de coordination, ce résultat laisse supposer qu'une augmentation de 1 $ de la cotisation au RPC ou au RRQ entraîne une réduction des cotisations aux RPA de 0,027 $ = (0,032 $ * 0,85) = 1,00 $. Il est important de noter, toutefois, que ce résultat s'applique à un effet moyen de coordination sur une période de 20 ans. Il ne signifie pas qu'une réforme de la politique concernant le taux de cotisation au RPC ou au RRQ entraînerait une réaction aussi sensible, particulièrement à court terme, parce que les contrats de RPA ont tendance à prendre la forme de modalités à long terme rigides.

En deuxième lieu, le tableau montre que le taux d'épargne marginale dans les REER diminue de 1,1 point de pourcentage (ou 19,6 %) en dessous du seuil. Ce résultat est conforme à l'attente rationnelle selon laquelle ces régimes peuvent relativement se substituer les uns aux autres. Toutefois, ces constatations soulèvent la question suivante : la substitution découle-t-elle d'une réaction comportementale sous-jacente ou simplement d'un effet mécanique de la limite de déduction fiscale combinée des REER et du FE pour les cotisants se situant à la limite. Pour résoudre cette préoccupation, dans le tableau 5, on sépare les résultats en groupes, selon que l'on observe ou non que les épargnants cotisent strictement en dessous de la moindre de leurs limites de déduction fiscale annuelle et des limites de cotisations précisées par l'Agence de revenu du Canada (ARC). Même si les cotisations combinées des REER et du FE peuvent dépasser les limites de cotisation de l'ARC, après rajustement pour tenir compte des droits non utilisés des années précédentes, l'utilisation du plus petit de ces montants aide à contrôler la possibilité que les épargnants réagissent par inadvertance à la limite inférieure. Le tableau montre que l'effet de premier degré de la coordination est important et significatif pour les deux groupes, mais que l'ampleur de l'empiètement est plus importante pour les cotisants se situant à la limite. L'intervalle de confiance de 95 % de la réaction d'empiètement dans la partie A comprend l'unité, les règlements fiscaux empêchant les cotisations excédentaires et pénalisant explicitement les personnes qui ne s'y conforment pas.

Tableau 5
Résultats du plan de régression primaire coudé pour les cotisants se situant à la limite et ceux ne se situant pas à la limite

	Gains		Coude	
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4
	coefficient	erreur type	coefficient	erreur type
Partie A : Cotisants se situant à la limite				
Cotisations à un RPA				
Employeur	0.071 **	0.002	0.020 **	0.003
Employé	0.040 **	0.002	0.010 **	0.003
Total	0.112 **	0.002	0.031 **	0.004
Cotisations à un REER				
Employé	0.075 **	0.007	-0.054 **	0.013
Empêtement	...	...	1.736 **	0.388
Partie B : Cotisants ne se situant pas à la limite				
Cotisations à un RPA				
Employeur	0.068 **	0.001	0.022 **	0.001
Employé	0.042 **	0.001	0.003 *	0.001
Total	0.110 **	0.001	0.025 **	0.002
Cotisations à un REER				
Employé	0.049 **	0.001	-0.014 **	0.003
Empêtement	...	...	0.560 **	0.103

... n'ayant pas lieu de figurer

* valeur significativement différente de la catégorie de référence (p<0.05)

** valeur significativement différente de la catégorie de référence (p<0.01)

Notes : La taille de l'échantillon est de 202 655 observations concernant 88 123 personnes dans la partie A, et de 1 151 460 observations concernant 334 038 personnes dans la partie B. Voir le tableau 4 pour plus de renseignements. RPA : régime de pension agréé. REER : régime enregistré d'épargne-retraite.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1991 à 2010.

La partie B montre que la réaction est beaucoup plus faible dans le cas des cotisants qui ne se situent pas à la limite. Néanmoins, l'épargne dans des REER continue d'avoir tendance à augmenter de 55 cents par hausse de 1 $ des RPA. Ce résultat laisse supposer qu'il y a un certain niveau de substitution comportementale entre les deux régimes, mais aussi que l'épargne ouvrant droit à une aide de l'employeur peut jouer un rôle. C'est donc dire qu'une partie de la variation du taux d'épargne automatique (les 45 cents par dollar qui restent) continue de se traduire par une plus grande accumulation d'actifs, ce qui peut avoir des répercussions sur le bien-être éventuel à la retraite.

Plus, afin de contrôler la possibilité que les cotisations aux REER réagissent directement à la cotisation au RPC ou au RRQ, l'équation (2) est augmentée de la façon suivante :

$$REER_{it} = \hat{\mu} + \hat{g}(Y_{it-1}) + \hat{\delta}T_{it-1}D_{it-1} + \hat{h}(Y_{it-1})CDR_{it-1} + \varphi CDR_{it-1} + \theta T_{it-1}D_{it-1}CDR_{it-1} + X_{it}\hat{\xi} + \hat{\omega}_{it} \quad (3)$$

où $CDR_{it} = 1(RPC_{it} > 0)$ est un indicateur de la couverture par un régime de pension. Intuitivement, cette équation augmente le plan de régression à un contexte de différence dans les différences. Dans ce contexte, le paramètre d'intérêt, θ, rend compte du changement de taux d'épargne des adhérents à un RPA (le groupe de traitement) au-delà de toute réaction directe au seuil du MGAP estimé à partir des non-adhérents à un RPA (le groupe de contrôle). Dans ce cas, le groupe de contrôle se limite aux travailleurs syndiqués, à partir des résultats précédents de la figure 1, selon lesquels ce groupe répond à la restriction de tri. Étant donné que la majorité des adhérents à un RPA sont aussi syndiqués, la restriction améliore aussi la comparabilité des deux groupes. Une variante de ce modèle ferait en sorte que l'indicateur de couverture interagisse avec les covariables.

Les résultats pour les cotisants ne se situant pas à la limite figurent dans le tableau 6. Tout d'abord, le tableau montre que le taux d'épargne dans des REER des personnes qui ne sont pas couvertes par un régime de retraite en milieu de travail représente 9,7 % des gains; pour les adhérents à un RPA, ce taux est inférieur de 5,2 points de pourcentage. Le tableau montre aussi que les adhérents à un RPA épargnent moins en moyenne dans leur REER, soit environ 464 $ par année. Qui plus est, les régressions corroborent l'inspection graphique selon laquelle l'épargne dans un REER ne réagit pas directement à la cotisation au RPC ou au RRQ, compte tenu du fait que l'estimation coudée pour le groupe de contrôle se rapproche de zéro. Même si la réaction d'empiètement pour le groupe traité est estimée moins précisément, l'ampleur de la réaction est inchangée et est toujours significative (au niveau de 10 %).

Tableau 6
Plan de régression coudé à un contexte de différence dans les différences, résultats de la régression pour les cotisants ne se situant pas à la limite

	Cotisations à un RPA		Cotisations à un REER		Engagement	
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4	Colonne 5	Colonne 6
	coefficient	erreur type	coefficient	erreur type	coefficient	erreur type
Partie A : En excluant les covariables + les variables traitées						
Contrôle						
Gains	...	...	0,094 ***	0,004	...	...
Coude	...	...	0,001	0,007	...	...
Traitées						
Effets fixes	...	...	-859,035 ***	10,501	...	...
Gains	0,110 ***	0,001	-0,048 ***	0,004	...	...
Coude	0,025 ***	0,002	-0,014 †	0,008	0,069 †	0,011
Partie B : En incluant les covariables + les variables traitées						
Contrôle						
Gains	...	...	0,097 ***	0,004	...	...
Coude	...	...	-0,001	0,007	...	...
Traitées						
Effets fixes	...	...	-493,782 ***	24,540	...	...
Gains	0,110 ***	0,001	-0,052 ***	0,004	...	...
Coude	0,025 ***	0,002	-0,013 †	0,008	0,025 †	0,009

... n'ayant pas lieu de figurer

*** valeur significativement différente de la catégorie de référence (p<0,01)

† valeur significativement différente de la catégorie de référence (p<0,10)

Notes : La taille de l'échantillon est de 1 393 410 observations concernant 358 778 personnes dans les régressions des « cotisations à un REER » (comprend à la fois les groupes de traitement et de contrôle). Les résultats des « cotisations totales à un RPA » sont repris de la partie B du tableau 5. Les estimations pour le groupe traité sont évaluées par rapport au groupe de contrôle (voir le texte pour un examen). Voir le tableau 4 pour plus de renseignements. RPA : régime de pension agréé; REER : régime enregistré d'épargne-retraite.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1991 à 2010.

6.3 Vérifications de la robustesse

On procède à trois vérifications de la robustesse pour les constatations principales, afin de déterminer : 1) comment les résultats changent lorsque les effets fixes au niveau de la personne sont contrôlés; 2) si les résultats sont sensibles à la sélection de la largeur de bande; et 3) si les résultats changent lorsque des polynômes d'ordre plus élevé des gains sont inclus dans les régressions. Dans le reste du présent document, seules les personnes qui épargnent strictement en dessous de leurs limites de déduction fiscale sont analysées, tant pour des raisons de concision que parce qu'il s'agit du principal groupe d'intérêt.

6.3.1 Effets fixes propres à la personne

Dans le tableau 7, on examine comment les résultats changent lorsque des effets fixes propres à la personne sont inclus dans l'équation d'estimation. Lee et Lemieux (2010, p. 337) soulignent que le plan de discontinuité de la régression contraste de façon marquée avec les contextes de données de panel traditionnels, dans lesquels la composante d'erreur propre à la personne peut

être corrélés avec d'autres valeurs observables, y compris le traitement. Dans ce cas, l'affectation du traitement, c'est-à-dire si les personnes gagnent moins ou plus que le seuil du MGAP, est aléatoire, ce qui fait que l'inclusion des effets fixes individuels n'est pas nécessaire pour l'identification. Toutefois, leur inclusion ne devrait pas modifier les résultats.

Tableau 7
Résultats du plan de régression coudé avec effets fixes propres à la personne pour les cotisants ne se situant pas à la limite

	[illegible]		Coudé	
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4
	coefficient	erreur type	coefficient	erreur type
Cotisations à un RPA				
Employeur	0,036 **	0,001	0,018 **	0,001
Employé	0,036 **	0,001	0,002 *	0,001
Total	0,074 **	0,001	0,020 **	0,001
Cotisations à un REER				
Employé	0,026 **	0,002	-0,006 **	0,003
[illegible]	...	...	[illegible] **	[illegible]

... n'ayant pas lieu de figurer

* valeur significativement différente de la catégorie de référence (p<0,05)

** valeur significativement différente de la catégorie de référence (p<0,01)

Notes : La taille de l'échantillon est de 1 151 450 observations concernant [illegible] personnes. Voir le tableau 4 pour plus de renseignements. RPA : régime de pension agréé; REER : régime enregistré d'épargne-retraite.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1991 à 2010.

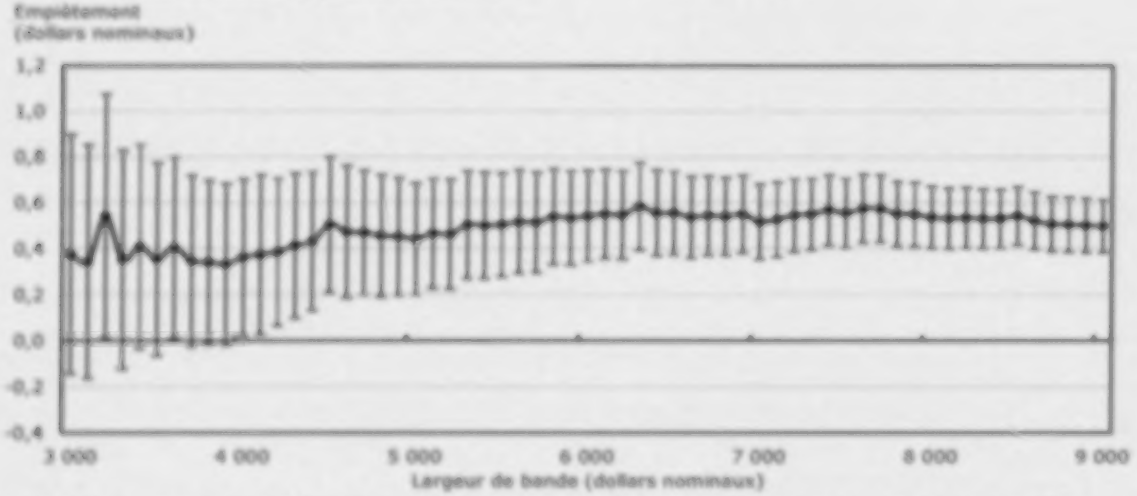
Effectivement, les résultats sont conformes aux constatations de base. Même si les ampleurs des effets de premier et de deuxième degrés sont maintenant légèrement plus faibles, elles continuent de sembler statistiquement significatives. Qui plus est, ces résultats continuent de montrer que les cotisations à un RPA déplacent en partie d'autres formes d'épargne, de l'ordre de 40 cents par dollar dans ce cas.

6.3.2 Sélection de la largeur de bande

Les régressions primaires sont limitées aux personnes gagnant 5 000 $ de plus ou de moins que le seuil du MGAP, comme il est indiqué précédemment. La limite de la largeur de bande entraîne une précision améliorée dans les estimations, mais diminue aussi la taille de l'échantillon et réduit la puissance statistique de la stratégie. Comme le note Landais (n.d., p. 10), le plan de régression coudé est « assez exigeant du point de vue de la largeur de bande comparativement à un plan de discontinuité de la régression ». Cette situation peut se produire parce que les effets recherchés ont tendance à être faibles en comparaison et difficiles à déceler.

Dans la présente étude, un des avantages du recours à la DAL est que son échantillon important permet d'utiliser le modèle statistique pour déceler et estimer efficacement les petits changements dans les taux d'épargne personnelle. Afin de déterminer comment les principaux résultats se maintiennent en présence de changements dans la sélection de la largeur de bande, le graphique 2 trace des estimations de l'empiètement de 61 régressions distinctes pour diverses tailles de largeur de bande, allant de 3 000 $ à 9 000 $, par tranches de 100 $. Même si les estimations ont tendance à être volatiles et non statistiquement significatives pour les largeurs de bande très étroites, cette tendance entraîne une uniformité pour les largeurs de bande dépassant environ 4 500 $, les bandes plus larges servant uniquement à améliorer l'exactitude.

Graphique 2
Test de sensibilité de la sélection de la largeur de bande pour les cotisants ne se situant pas à la limite



Note : Ce graphique montre l'empiètement estimé de 61 régressions distinctes, dans lesquelles on a fait varier la largeur de bande entre 3 000 $ et 9 000 $ au-dessus ou en dessous du seuil du maximum des gains annuels ouvrant droit à pension, en tranches de 100 $. La largeur de bande repère utilisée dans les régressions primaires est de 6 000 $. Les barres d'erreur indiquent un intervalle de confiance de 95 % pour chaque estimation de régression.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1991 à 2010.

6.3.3 Ordre polynomial

Dans le tableau 8, on analyse comment les principaux résultats dépendent du choix de l'ordre polynomial utilisé pour la variable du revenu d'emploi. Cette analyse aide à contrôler la possibilité que les résultats soient biaisés par inadvertance, d'une façon ou d'une autre, si l'épargne personnelle est une fonction non linéaire naturelle des gains. Les résultats montrent tout d'abord que l'effet de la coordination sur les cotisations à un RPA ne dépend pas de l'utilisation d'une spécification linéaire, quadratique ou cubique. Dans ces trois cas, les cotisations augmentent d'environ 2,2 % à 2,5 % des gains supérieurs au seuil du MGAP, ce qui est conforme aux résultats de base.

Toutefois, le tableau montre aussi que la réaction d'empiètement sur les REER se rapproche de zéro lorsque des polynômes d'ordre plus élevé sont utilisés. Même si les tests de spécification de modèle laissent supposer que l'on devrait accorder la préférence à la régression linéaire (voir les notes du tableau), ces résultats jettent un doute sur la validité des résultats de base de deuxième degré. Cette préoccupation est prise en compte dans la partie B, en répétant l'analyse, mais en élargissant la taille de la largeur de bande à 9 000 $. Ce prolongement tient compte du fait que l'estimation conjointe d'une fonction polynomiale des gains et un coude peuvent être tout simplement trop exigeants pour les données de la largeur de bande plus étroite. Ces résultats appuient le résultat de base selon lequel les cotisations à un REER réagissent de façon significative au seuil du MGAP. En outre, toutes les estimations qui semblent significatives dans la partie A ne changent pas lorsque la largeur de bande augmente, et les tests de spécification de modèle continuent de montrer que la régression linéaire a la préférence.

Tableau 8
Test de sensibilité à un ordre polynomial pour les cotisants ne se situant pas à la limite

	Cotisations totales à un RPA		Cotisations à un REER		Empiètement	
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4	Colonne 5	Colonne 6
	coefficient	erreur type	coefficient	erreur type	coefficient	erreur type
Partie A : Largeur de bande = 6 000 $						
Linéaire	0,025 **	0,002	-0,014 **	0,003	0,550 **	0,103
Quadratique	0,022 **	0,006	-0,001	0,009	0,045	0,427
Cubique	0,022 **	0,006	0,000	0,009	0,011	0,429
Partie B : Largeur de bande = 9 000 $						
Linéaire	0,026 **	0,001	-0,013 **	0,002	0,505 **	0,060
Quadratique	0,021 **	0,004	-0,013 *	0,005	0,633 *	0,266
Cubique	0,021 **	0,004	-0,013 *	0,005	0,637 *	0,263

* valeur significativement différente de la catégorie de référence ($p<0,05$)

** valeur significativement différente de la catégorie de référence ($p<0,01$)

Notes : Pour plus de concision, seules les estimations coudées de premier et de deuxième degrés sont indiquées. Chaque coefficient correspond à une régression distincte. Les tests d'ordre polynomial optimal sont fondés sur une minimisation du critère d'information d'Akaike (AIC) et du critère d'information bayésien (BIC). Les statistiques AIC et BIC indiquent que la régression linéaire est toujours optimale. La taille de l'échantillon est de 1 151 450 observations concernant 334 038 personnes dans la partie A, et de 1 688 402 observations concernant 418 665 personnes dans la partie B. Voir le tableau 4 pour plus de renseignements. RPA : régime de pension agréé; REER : régime enregistré d'épargne-retraite.

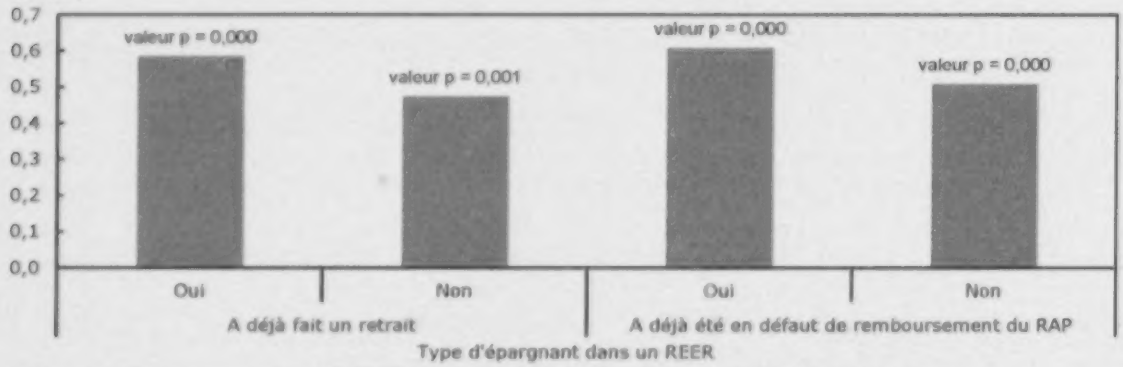
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1991 à 2010.

6.4 Contrôle de l'épargne autre que pour la retraite

Les REER sont considérés comme un outil d'épargne pour la retraite, comme leur nom l'indique, mais les règlements fiscaux ne restreignent pas de façon explicite le moment de la distribution. Même si les retraits sont sujets aux impôts habituels sur le revenu, il n'y a pas de critère de difficulté financière ou de sanction explicite lorsque l'on accède à ces fonds avant l'âge de la retraite. Par contre, les cotisations à un RPA sont immobilisées habituellement après quelques années consécutives de service ou d'adhésion au régime, et les comptes de retraite individuels (CRI) aux États-Unis imposent une pénalité de 10 % pour les retraits précoces. Mawani et Paquette (2011) montrent que les REER peuvent être couramment utilisés à titre d'épargne préventive et de lissage du revenu, outre l'objectif visé d'épargne pour la retraite. Par ailleurs, le Régime d'accession à la propriété (RAP) et le Régime d'encouragement à l'éducation permanente sont des régimes qui permettent aux personnes d'emprunter directement dans leurs REER, sans pénalité, pour financer l'achat d'une première maison ou des études postsecondaires, respectivement. Les cotisations aux REER peuvent par conséquent représenter la somme de l'épargne à des fins de retraite, de logement, d'éducation et à des fins préventives. Cette situation nous amène à nous demander si la substituabilité des RPA et des REER varie entre les travailleurs qui utilisent les REER pour ces raisons différentes.

On tire parti de la composante longitudinale des données pour répondre à cette question. Le graphique 3 montre comment les estimations de l'empiètement varient selon que l'on observe ou non les personnes : 1) effectuant des retraits de leur REER; et 2) en défaut de remboursement dans le cadre du RAP. Même s'il n'est pas possible de déterminer à partir des données comment on a l'*intention* d'utiliser les cotisations aux REER, le conditionnement sur le comportement futur de cette façon donne un aperçu de la façon dont les cotisations sont utilisées *dans les faits*. Toutefois, les résultats montrent que l'empiètement est relativement homogène parmi les épargnants qui utilisent leurs REER différemment dans les faits.

Graphique 3
Estimations du plan de régression coudé de l'empiètement pour les cotisants ne se situant pas à la limite, selon le type d'utilisateurs des REER



Note : Ce graphique montre l'effet négatif estimé conditionnel à ce qui suit 1) on a observé la personne effectuant des retraits de son régime enregistré d'épargne-retraite (REER) avant la retraite, et 2) on a observé la personne en défaut de remboursement dans le cadre du Régime d'accession à la propriété (RAP). Les données concernant les défauts de remboursement dans le cadre du RAP sont seulement disponibles dans la Banque de données administratives longitudinales à partir de 1998. RPA : régime de pension agréé.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1991 à 2010.

Le tableau 9 prolonge l'analyse pour plusieurs dimensions. Tout d'abord, dans le tableau, on reconnaît que les REER n'empêchent pas ou ne découragent pas les retraits précoces. Ce faisant, on montre comment l'estimation de l'empiètement varie lorsque l'on utilise les cotisations nettes à un REER (définies comme les cotisations moins les retraits) comme variable dépendante dans l'équation 2, l'échantillon ayant été élargi pour inclure les personnes qui désépargnent (colonne 1). Les résultats montrent que le contrôle des retraits n'influence pas de façon significative les résultats de base. Au total, les incitatifs à épargner dans les REER autres que la retraite n'ont pas de répercussions sur la mesure dans laquelle cette épargne réagit aux changements exogènes dans les cotisations aux RPA.

La prochaine étape consiste à examiner comment les résultats changent lorsque l'épargne imposable est contrôlée. Une limite de la DAL est qu'elle ne fournit pas de renseignements directs sur l'épargne dans des comptes imposables, étant donné que ces renseignements ne figurent pas dans les formulaires d'impôt des particuliers. Les variables des revenus de placement et des gains en capital servent d'approximation à cet égard. Les colonnes qui restent dans le tableau 9 montrent qu'il n'y a pas d'effet discernable sur l'épargne imposable d'un changement dans les cotisations à un RPA. Dans l'ensemble, les résultats de base ne sont pas sensibles au contrôle de cette forme d'épargne (colonne 2), étant donné que l'ampleur de la réaction au chapitre des revenus de placement et des gains en capital au seuil du MGAP est négligeable (colonne 3). Ces résultats ne changent pas si les variables des revenus de placement ou des gains en capital sont utilisées séparément.

Tableau 9
Estimations du plan de régression coudé pour l'empiètement dans le cas des cotisants ne se situant pas à la limite, comptes de désépargne et comptes imposables

	Cotisations totales à un RPA		Épargnes de deuxième degré		Empiètement	
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4	Colonne 5	Colonne 6
	coefficient	erreur type	coefficient	erreur type	coefficient	erreur type
Épargne nette dans un REER	0,025 **	0,001	-0,012 **	0,003	0,476 **	0,102
Épargne imposable + épargne nette dans un REER	0,025 **	0,001	-0,012 **	0,003	0,472 **	0,118
Épargne nette imposable	0,025 **	0,001	0,000	0,001	0,004	0,047

** valeur significativement différente de la catégorie de référence (p<0,01)
Notes : Pour plus de concision, seules les estimations coudées de premier et de deuxième degrés sont indiquées. Chaque coefficient correspond à une régression distincte. Les données sur les revenus de placement et les gains en capital sont utilisées comme approximation de l'épargne imposable, même si les résultats ne sont pas sensibles à l'utilisation des revenus de placement seulement. La taille de l'échantillon est de 1 577 743 observations concernant 419 469 personnes, y compris toutes les observations comportant un régime de retraite en milieu de travail et une valeur strictement positive pour au moins un des éléments suivants : cotisations à un REER, retraits d'un REER, revenus de placement, ou gains en capital. Voir le tableau 4 pour plus de renseignements. RPA : régime de pension agréé; REER : régime enregistré d'épargne-retraite.
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1991 à 2010.

Il y a plusieurs explications pour l'absence de réaction de l'épargne imposable. Tout d'abord, comme le montre le tableau 2, les revenus de placement et les gains en capital annuels moyens sont relativement faibles pour les adhérents à un RPA, ce qui peut compliquer la tâche des personnes qui veulent procéder à des rajustements selon cette marge. En deuxième lieu, ces régimes peuvent être des substituts imparfaits en raison des dispositions d'immobilisations des RPA, particulièrement lorsque l'épargne imposable est principalement destinée à des fins autres que la retraite. Enfin, il se peut que les épargnants considèrent simplement les RPA et les régimes imposables comme non fongibles, que ce soit en raison de leur traitement fiscal différent ou pour d'autres raisons de comptabilité mentale.

6.5 Réactions hétérogènes

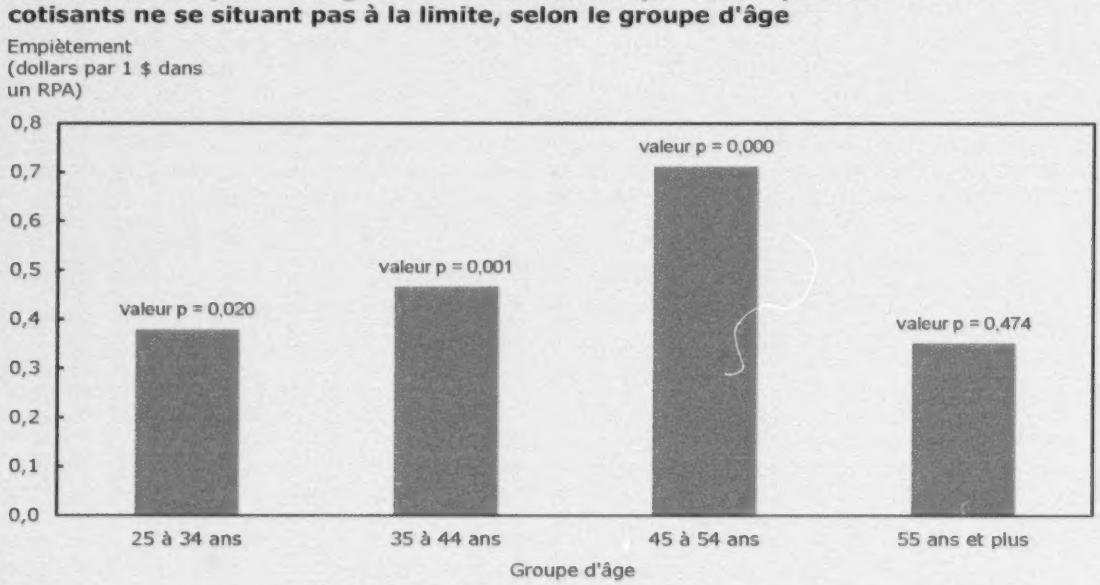
Même si on a déterminé qu'en moyenne les REER se substituaient partiellement aux RPA, le parrainage par l'employeur peut encore aider certaines personnes plus que d'autres à relever le défi difficile que présente la préparation à la retraite. Ce problème est abordé en vérifiant les réactions d'empiètement hétérogènes pour plusieurs dimensions dont on s'attend qu'elles fassent une différence pour l'épargne à long terme.

Le graphique 4 montre comment l'empiètement diffère selon le groupe d'âge. Selon les résultats, la mesure dans laquelle un changement exogène dans les cotisations aux RPA se traduit par une épargne totale plus élevée est la plus importante pour les travailleurs plus jeunes, soit ceux de 25 à 34 ans, à environ 60 cents par dollar (nonobstant les travailleurs plus âgés, c'est-à-dire ceux de 55 ans et plus, même si un effet de choix de la retraite peut avoir aussi des répercussions sur ce résultat). Ces résultats peuvent laisser supposer que le parrainage par l'employeur joue un rôle plus grand pour les ménages plus jeunes en les aidants à épargner davantage pour la retraite plus tôt dans la vie. Par contre, la réaction d'empiètement plus importante pour les personnes de 45 à 54 ans n'est pas surprenante, parce que les deux régimes peuvent devenir davantage fongibles plus on se rapproche de la retraite, étant donné que les cotisations à un RPA ne seraient plus immobilisées aussi longtemps. Le fait que l'empiètement a tendance à augmenter avec l'âge peut aussi laisser supposer un effet d'apprentissage graduel.

Puis, on examine la façon dont les résultats varient selon les personnes, en fonction de leurs limites de déduction fiscale. Comme il est indiqué précédemment, les limites de déduction

individuelle des REER et du FE sont déterminées par le moindre de 18 % du revenu et un maximum réglementé (22 000 $ en 2010), mais les droits non utilisés se reportent aussi indéfiniment depuis 1991. Une fois contrôlés l'âge, le revenu et d'autres caractéristiques, cela signifie que les limites des particuliers peuvent être interprétées dans une certaine mesure comme un « instantané » de leurs antécédents d'épargne dans des comptes déductibles d'impôt par rapport à leurs gains antérieurs. Le graphique 5 montre comment l'estimation coudée de premier degré du RPA, ainsi que l'empiètement en découlant, varient en conditionnant des droits de cotisation non utilisés à des REER de plus en plus élevés. Les résultats montrent, tout d'abord, que l'effet de coordination sur les cotisations aux RPA est robuste du point de vue de la pertinence économique et de la signification statistique (au niveau de 1 % pour chaque régression). Toutefois, la réaction de deuxième degré tend vers zéro, étant donné que l'analyse est progressivement conditionnelle à des droits de cotisation non utilisés à un REER plus élevés. Les cotisations à un RPA semblent faire augmenter l'épargne totale davantage pour les personnes qui ont des antécédents moins bien établis d'épargne dans des régimes déductibles d'impôt. Cette constatation peut impliquer, sans surprise, que les comptes en milieu de travail font davantage de différences pour les personnes qui, autrement, ne planifieraient pas autant pour leur retraite.

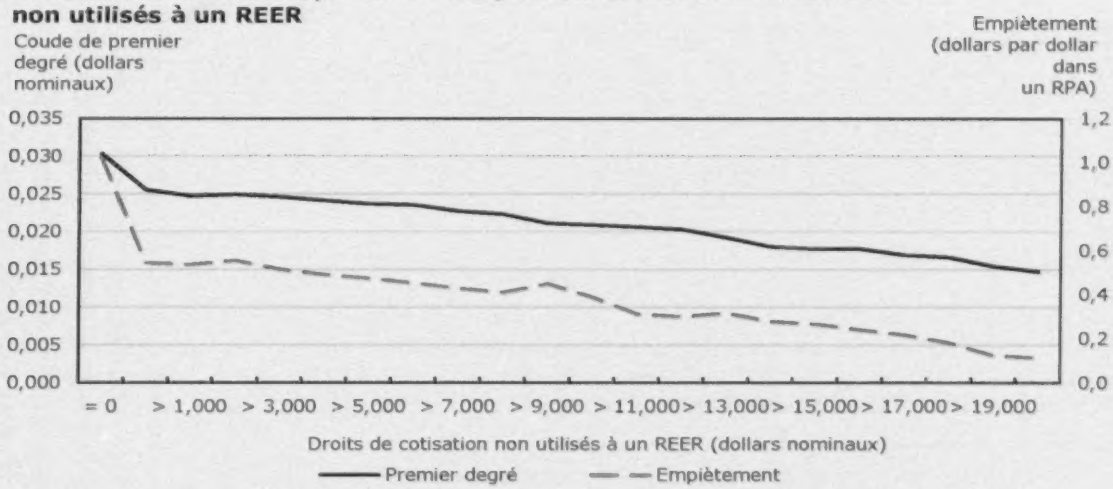
Graphique 4
Estimations du plan de régression coudé de l'empiètement pour les cotisants ne se situant pas à la limite, selon le groupe d'âge



Note : Ce graphique montre l'empiètement estimé selon le groupe d'âge. L'analyse se limite aux personnes que l'on n'a pas observées touchant un revenu de retraite public ou privé.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1991 à 2010.

Graphique 5
Estimations du plan de régression coudé de l'empiètement pour les cotisants ne se situant pas à la limite, selon les droits de cotisation non utilisés à un REER

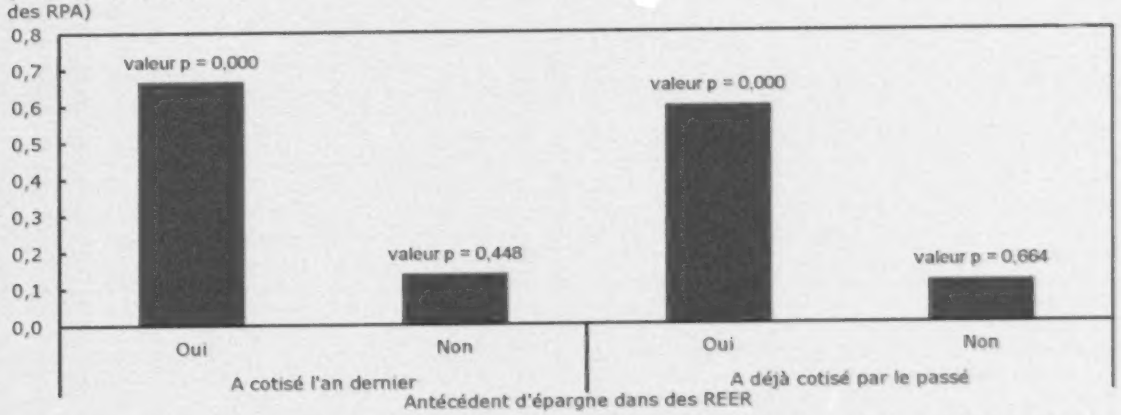


Note : Ce graphique montre la réaction estimée de premier degré du régime de pension agréé à la coordination (axe vertical de gauche) et l'effet négatif estimé en résultant (axe vertical de droite) pour 22 régressions distinctes qui sont conditionnelles au fait que les épargnants aient des droits de cotisation non utilisés à un régime enregistré d'épargne-retraite (REER) de plus en plus importants. RPA : régime de pension agréé.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1991 à 2010.

Le graphique 6 corrobore ce résultat en présentant des données pour des personnes, conditionnelles aux antécédents différents observés d'épargne dans des REER. Les résultats montrent que l'empiètement est seulement détecté chez les personnes qui ont une expérience antérieure de l'utilisation de tels régimes. Il se peut que ce résultat se produise en raison d'un effet d'apprentissage graduel ou parce que les personnes qui épargnent le moins ont aussi tendance à réagir le moins rationnellement aux changements exogènes qui touchent l'épargne. Ensemble les résultats pourraient être interprétés comme laissant supposer que le parrainage par l'employeur et d'autres formes d'épargne automatique jouent un rôle important pour aider les groupes plus vulnérables à épargner pour leur retraite.

Graphique 6
Estimations du plan de régression coudé de l'empiètement pour les cotisants ne se situant pas à la limite, selon les antécédents d'épargne dans des REER



Note : Ce graphique montre l'empiètement estimé pour les personnes ayant différents antécédents d'épargne dans des régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER). Le résultat montre que la réaction est significativement moins importante pour les personnes qui n'ont pas épargné dans un REER l'année précédente ou auparavant. RPA : régime de pension agréé.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1991 à 2010.

7 Conclusion

Le présent document fournit de nouvelles preuves de l'effet des régimes de retraite en milieu de travail sur d'autres formes d'épargne privée. Même si cette question a suscité beaucoup de recherches par le passé, et principalement en ce qui a trait à la croissance des 401(k) aux États-Unis, le débat demeure non résolu en raison pour une large part des limites dans les données et les plans de recherche appropriés (Bernheim, 2002). Ces préoccupations ont été abordées en exploitant une caractéristique unique des régimes de retraite en milieu de travail au Canada, afin de déterminer de façon causale leur effet sur d'autres comportements en matière d'épargne. De façon plus particulière, la plupart des régimes comportent des formules de cotisation coordonnées avec le barème des taux de cotisation du Régime de pensions du Canada (RPC) ou du Régime de rentes du Québec (RRQ), ce qui fait que les taux d'épargne marginale des personnes dans des régimes de pension agréés (RPA) ont tendance à augmenter de façon exogène lorsque les gains dépassent un seuil déterminé au préalable. On a eu recours à un plan de régression coudé pour estimer conjointement l'effet de la coordination sur les cotisations aux régimes de retraite en milieu de travail et l'effet de déplacement en résultant sur d'autres épargnes.

Les résultats ont montré que, tout d'abord, les cotisations au RPC ou au RRQ ont des répercussions sur la générosité des employeurs en ce qui a trait aux cotisations à un RPA, à raison d'un dollar pour un dollar. Il est important de noter, toutefois, que cette constatation correspond à une réaction estimée localement sur une période de 20 ans, les changements dans le taux de cotisation au RPC ou au RRQ pouvant ne pas entraîner une réaction aussi sensible, particulièrement à court terme. Néanmoins, la mesure dans laquelle la caractéristique de coordination des RPA semble influencer l'épargne privée peut éclairer le débat concernant l'orientation future du RPC ou du RRQ. En deuxième lieu, les résultats ont montré que, au total, les cotisations à un RPA déplacent partiellement l'épargne dans des régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER), même si on n'a pas trouvé d'effet similaire pour l'épargne imposable, dont rendent compte les revenus de placement et les gains en capital. Dans le cas des travailleurs qui épargnent strictement moins que leurs limites de cotisation, les cotisations à un REER diminuent d'environ 50 cents par dollar d'augmentation de l'épargne dans un RPA. Cette constatation est peut-être conforme aux attentes rationnelles, mais elle peut aussi signifier que l'épargne ouvrant droit à une aide de l'employeur joue un rôle, compte tenu que les estimations montrent qu'une fraction importante continue de se traduire par une plus grande accumulation d'actifs. La réaction semble aussi beaucoup plus faible pour les travailleurs qui ont des antécédents moins bien établis d'épargne dans des comptes de retraite. Cette constatation est conforme aux recherches antérieures, qui montrent que l'épargne automatique joue un rôle important pour aider les groupes plus vulnérables à épargner pour leur retraite (Chetty et coll., 2014).

Toutefois, plusieurs questions dignes de mention demeurent non résolues. Tout d'abord, même si le présent document a fait ressortir une réaction d'empiètement pour les travailleurs dont la rémunération se rapproche du salaire moyen par activité économique, la mesure dans laquelle ces résultats peuvent être généralisés à l'ensemble de la population des déclarants fiscaux n'est pas claire. En deuxième lieu, comme il est mentionné précédemment, seulement la moitié environ des adhérents à un RPA semblent aussi épargner dans des REER. Même si on ne sait pas si l'autre moitié réagit aussi selon d'autres marges non observées (p. ex. accumulation de biens immobiliers, consommation de biens durables), la modification du taux d'épargne automatique peut améliorer de façon significative les résultats au chapitre de l'épargne d'un groupe important de travailleurs. Enfin, on ne sait pas clairement si les réactions hétérogènes découlent de différences sous-jacentes dans les préférences rationnelles des travailleurs au chapitre de l'épargne, ou d'une toute autre raison. Une somme croissante de recherches en économie comportementale a permis de déterminer que de nombreux travailleurs en savent très peu au sujet des détails de leurs régimes de retraite (Mitchell, 1988; Luchak et Gunderson, 2000), se comportent de façon myope (Laibson, 1997), et sont facilement influencés par les simples

caractéristiques de leurs régimes (Madrian et Shea, 2001; Choi et coll., 2004). La mesure dans laquelle les régimes d'épargne affectent les personnes différemment, selon les capacités cognitives de ces dernières à reconnaître et à comprendre ces régimes, ainsi qu'à y réagir, représente une orientation prometteuse pour les recherches à venir.

Bibliographie

Alessie, R.J.M., A. Kapteyn, et F. Klijn. 1997. « Mandatory pensions and personal savings in the Netherlands ». *De Economist* 145 (3): 291 à 324.

Baker, M., J. Gruber, et K. Milligan. 2007. « Simulating the response to reform of Canada », dans J. Gruber et D.A. Wise (dir.), *Social Security Programs and Retirement around the World: Fiscal Implications of Reform*, Chicago, University of Chicago Press, p. 83 à 118.

Baldwin, B. 2007. *Registered Pension Plans in Canada – Their evolution, structure and challenges*. Préparé pour la Direction générale de l'analyse stratégique, de la vérification et de l'évaluation de Ressources humaines et développement des compétences Canada. Ottawa : RHDCC.

Benjamin, D.J. 2003. « Does 401(k) eligibility increase saving? Evidence from propensity score subclassification ». *Journal of Public Economics* 87 (56): 1259 à 1290.

Bernheim, B.D. 2002. « Taxation and saving », dans A.J. Auerbach et M. Feldstein (dir.), *Handbook of Public Economics*, Elsevier, p. 1173 à 1249.

Chetty, R., J.N. Friedman, S. Leth-Petersen, T. Nielsen, et T. Olsen. 2014. « Active vs. passive decisions and crowdout in retirement savings accounts: Evidence from Denmark », *Quarterly Journal of Economics* 129 (3): 1141 à 1219.

Choi, J.J., D. Laibson, B.C. Madrian, et A. Mertick. 2004. « For better or for worse: Default effects and 401(k) savings behavior », dans D.A. Wise (dir.), *Perspectives on the Economics of Aging*, Chicago, University of Chicago Press.

Engelhardt, G.V., et A. Kumar. 2011. « Pensions and household wealth accumulation », *Journal of Human Resources* 46 (1): 203 à 236.

Engen, E.M., W.G. Gale, et J.K. Scholz. 1994. « Do saving incentives work? », *Brookings Papers on Economic Activity* 1994 (1): 85 à 180.

Engen, E.M., W.G. Gale, et K. Scholz. 1996. « The illusory effects of saving incentives on saving », *Journal of Economic Perspectives* 10 (4): 113 à 138.

Euwals, R. 2000. « Do mandatory pensions decrease household savings? Evidence from the Netherlands », *De Economist* 148 (5): 643 à 670.

Frenken, H. 1995. « Les REER : possibilités inexploitées », *L'emploi et le revenu en perspective* 1995 (hiver). Produit nº 75-001-X au catalogue de Statistique Canada.

Frenken, H. 1996. « The impact of changes in the Canada Pension Plan on private pensions », *Canadian Business Economics* 1996 (été): 65 à 72.

Gale, W.G. 1998. « The effects of pensions on household wealth: A reevaluation of theory and evidence », *Journal of Political Economy* 106 (4): 706 à 723.

Gelber, A.M. 2011. « How do 401(k)s affect saving? Evidence from changes in 401(k) eligibility », *American Economic Journal: Economic Policy* 3 (4): 103 à 122.

Hubbard, R.G., et J.S. Skinner. 1996. « Assessing the effectiveness of saving incentives », *Journal of Economic Perspectives* 10 (4): 73 à 90.

Ippolito, R.A. 1997. *Pension plans and employee performance*. Chicago, University of Chicago Press.

Ivry, M.J., et D.C. John. 2009. *Pursuing universal retirement security through automatic IRAs*. The Retirement Security Project, nº. 2009-03. Washington, D.C.: The Brookings Institution.

Laibson, D. 1997. « Golden eggs and hyperbolic discounting », *The Quarterly Journal of Economics* 112 (2): 443 à 478.

Landais, C. n.d. « Assessing the welfare effects of unemployment benefits using the regression kink design », *American Economic Journal: Economic Policy*. À paraître.

Lee, D.S., et T. Lemieux. 2010. « Regression discontinuity designs in economics », *Journal of Economic Literature* 48 (juin): 281 à 335.

Luchak, A.A., et M. Gunderson. 2000. « What do employees know about their pension plan? », *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society* 39 (4): 646 à 670.

Madrian, B.C., et D.F. Shea. 2001. « The power of suggestion: Inertia in 401(k) participation and savings behavior », *Quarterly Journal of Economics* 116 (4): 1149 à 1187.

Mawani, A., et S. Paquette. 2011. « Pre-retirement RRSP withdrawals », *Revue fiscale canadienne* 59 (2): 183 à 219.

Milligan, K. 2002. « Tax-preferred savings accounts and marginal tax rates: Evidence on RRSP participation », *Revue canadienne d'économique* 35 (3): 436 à 456.

Mitchell, O.S. 1988. « Worker knowledge of pension provisions », *Journal of Labor Economics* 6 (1): 21 à 39.

Morissette, R., et Y. Ostrovsky. 2006. *La protection en matière de pensions et l'épargne-retraite des familles canadiennes, 1986 à 2003*. Série de documents de recherche de la Direction des études analytiques, nº 286. Produit nº 11F0019M au catalogue de Statistique Canada.

Ostrovsky, Y., et G. Schellenberg. 2009. *Protection en matière de pensions, situation par rapport à la retraite et taux de remplacement du revenu d'une cohorte de personnes âgées canadiennes*. Série de documents de recherche de la Direction des études analytiques, nº 321. Produit nº 11F0019M au catalogue de Statistique Canada.

Poterba, J.M., S.F. Venti, et D.A. Wise. 1994. « 401(k) plans and tax-deferred saving », dans D.A. Wise (dir.), *Studies in the Economics of Aging*. Chicago, University of Chicago Press, p. 105–142.

Poterba, J.M., S.F. Venti, et D.A. Wise. 1995. « Do 401(k) contributions crowd out other personal saving? », *Journal of Public Economics* 58 (1): 1 à 32.

Statistique Canada. 1996. *Programmes de revenu de retraite au Canada : Un aperçu statistique*. Produit nº 74-507-X au catalogue de Statistique Canada.

Statistique Canada. 2003. *Programmes de revenu de retraite au Canada : Un aperçu statistique (1990-2000)*. Produit nº 74-507-X au catalogue de Statistique Canada.

Thaler, R.H., et S. Benartzi. 2004. « Save More Tomorrow™: Using behavioral economics to increase employee saving », *Journal of Political Economy* 112 (S1): S164–S187.

Thaler, R.H., et C.R. Sunstein 2008. *Nudge: Improving decisions about health, wealth, and happiness*. New Haven, Connecticut, Yale University Press.

Veall, M.R. 2001. « Did tax flattening affect RRSP contributions? », *Revue canadienne d'économique* 34 (1): 120 à 131.

Venti, S.F., et D.A. Wise. 1996. *The wealth of cohorts: Retirement saving and the changing assets of older Americans*. Document de travail nº 5609. Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.